

*Études de contrôle préparées en prévision
du Rapport de contrôle et
d'évaluation 2003 – Assurance-emploi
présenté au Parlement*

Rapport final

*Évaluation du régime d'assurance-emploi
Évaluation de programmes
Planification et politique stratégique
Ressources humaines et Développement des compétences Canada*

janvier 2005

SP-AH-676-01-05F
(also available in English)

Papier

ISBN : 0-662-79866-X

N° de cat. : HS28-24/2005F

PDF

ISBN : 0-662-79867-8

N° de cat. : HS28-24/2005F - PDF

HTML

ISBN : 0-662-79868-6

N° de cat. : HS28-24/2005F - HTML

Table des matières

Sommaire.....	i
1. Réforme de l'assurance-emploi et mobilité à l'échelle communautaire.....	1
1.1 Sommaire	1
1.2 Introduction.....	2
1.3 Données et aperçu analytique	2
1.4 Méthode et résultats	3
1.4.1 Relevé d'emploi	3
1.4.2 Mobilité pendant une période de prestations d'assurance-emploi ..	10
1.4.3 Mobilité entre les périodes de prestations	13
1.5 Conclusions.....	16
2. Dans quelle mesure le chômage entraîne-t-il une réduction des dépenses des ménages?	17
2.1 Sommaire	17
2.2 Introduction.....	18
2.3 Données et méthode.....	19
2.4 Quelles sont les personnes les plus susceptibles de connaître une baisse de leurs dépenses de consommation : résultats des tableaux de données	21
2.5 Incidence de la réforme de l'assurance-emploi : résultats des tableaux de données	24
2.5.1 Changements du niveau de consommation selon la durée de la période de chômage	24
2.5.2 Changements dans les habitudes de consommation selon les types de ménage	26
2.6 Quels sont les ménages les plus susceptibles de connaître une baisse de leurs dépenses de consommation : résultats à variables multiples	28
2.6.1 Incidence de la réforme de l'assurance-emploi : mise à jour incluant les données pour la période de juillet 2001 à juin 2002 ...	32
2.7 Conclusions.....	32
Notes techniques.....	33
3. Le dénominateur a-t-il modifié le rapport entre les semaines d'emploi assurable et les normes d'admissibilité?	35
3.1 Sommaire	35

3.2	Introduction.....	37
3.3	Données et méthode.....	38
3.4	Preuve de l'efficacité du dénominateur : résultats graphiques	39
3.5	Preuves de l'efficacité du dénominateur : résultats économétriques	42
3.6	Période ayant suivi la réforme de l'assurance-emploi.....	48
3.7	Conclusions et recherches supplémentaires.....	49
	Annexe – La règle du dénominateur	50
	Notes techniques.....	51
4.	Rapport de contrôle sur l'admissibilité à l'assurance-emploi et les semaines de prestations	53
4.1	Sommaire	53
4.2	Introduction.....	54
4.3	Données et méthode.....	56
4.4	Admissibilité à l'assurance-emploi	58
4.4.1	Répercussions de la règle concernant les heures de travail.....	59
4.4.2	Personnes qui deviennent ou redeviennent membres de la population active.....	62
4.4.3	Départs volontaires et congédiements	65
4.4.4	Exclusions en raison de violation antérieure	66
4.4.5	Travailleurs autonomes	67
4.4.6	Indemnités de cessation d'emploi	67
4.4.7	Particuliers ne voulant pas ou n'ayant pas besoin de prestations d'assurance-emploi	69
4.4.8	Recherche d'emploi	70
4.4.9	Demandes présentées en retard	71
4.4.10	Répartition globale	73
4.5	Admissibilité.....	74
4.5.1	Changements dans le nombre de semaines d'admissibilité aux prestations d'assurance-emploi	74
4.5.2	Rapport entre le taux de chômage et le nombre de semaines d'admissibilité à l'assurance-emploi	76
4.5.3	Durée de la période de prestations par rapport au nombre de semaines d'admissibilité	78
4.5.4	Épuisement des prestations d'assurance-emploi.....	80
4.6	Après la réforme de l'assurance-emploi.....	83
4.7	Conclusion	83
	Notes techniques.....	84

5. La réforme de l'assurance-emploi et les personnes qui deviennent ou redeviennent membres de la population active	85
5.1 Sommaire	85
5.2 Introduction.....	86
5.3 Sources de données et survol analytique	86
5.4 Résultats.....	88
5.4.1 Qui sont les DEREMPA?.....	88
5.4.2 Les femmes et le DEREMPA.....	90
5.4.3 Répercussions sur le nombre de semaines de travail	91
5.4.4 Répercussions sur le versement des prestations d'assurance-emploi.....	94
5.4.5 Dernières répercussions de la réforme de l'assurance-emploi mises à jour pour inclure les données d'avril à juin 2001 et d'avril à juin 2002	96
5.4.6 Incidence du projet de loi C-2	96
5.5 Conclusions.....	97
Annexe	98
6. Réforme de l'assurance-emploi et collectivités rurales.....	99
6.1 Sommaire	99
6.2 Introduction.....	100
6.3 Données et méthode.....	101
6.4 Qui travaille dans les collectivités rurales?.....	102
6.5 Répercussions de la réforme de l'assurance-emploi.....	105
6.6 Conclusions.....	113
Annexe – Résultats économétriques supplémentaires.....	113
7. Le taux d'épuisement des prestations d'assurance-chômage ou d'assurance-emploi et le recours à l'aide sociale ont-ils changé depuis la réforme de l'assurance-emploi?	117
7.1 Sommaire	117
7.2 Introduction.....	118
7.3 Données et méthode.....	119
7.4 Épuisement des prestations au moment de la première entrevue	120
7.4.1 Taux d'épuisement des prestations avant et après la réforme de l'assurance-emploi : résultats descriptifs	121
7.4.2 Taux d'épuisement des prestations : résultats de la régression.....	124
7.5 Aide sociale.....	124

7.5.1	Comparaison de la situation avant et après la réforme de l'assurance-emploi : résultats initiaux	125
7.5.2	Versement de prestations d'aide sociale selon certaines caractéristiques.....	128
7.5.3	Situation financière des personnes qui ont épuisé leurs prestations	128
7.5.4	Versement de prestations d'aide sociale selon la durée du chômage	129
7.5.5	Versement de prestations d'aide sociale selon la raison de la perte d'emploi	130
7.5.6	Résultats de l'analyse de régression	131
7.6	Conclusions.....	132
Annexe		134
8.	Taille de la collectivité et variation du recours à l'assurance-emploi selon le secteur d'activité et le niveau de scolarité.....	139
8.1	Sommaire	139
8.2	Introduction.....	140
8.3	Données et méthode.....	140
8.4	Taille de la collectivité.....	142
8.4.1	Selon le secteur industriel.....	144
8.4.2	Selon le niveau de scolarité	146
8.5	Résultats des estimations statistiques	148
8.6	Conclusions et recherches supplémentaires.....	152
Notes techniques.....		153
9.	Formation en période de chômage.....	155
9.1	Sommaire	155
9.2	Introduction.....	156
9.3	Définition de la formation.....	157
9.3.1	Source de données	157
9.3.2	Questions relatives à la formation	157
9.3.3	Base de sondage	158
9.4	Nature de la formation	158
9.4.1	Temps consacré à la formation.....	159
9.4.2.	Types de formation.....	159
9.5	Participation à une formation.....	160
9.5.1	Selon le groupe démographique	160
9.5.2	Selon le groupe désigné aux fins de l'équité en matière d'emploi.	161
9.5.3	Selon le niveau de scolarité et de formation.....	161
9.5.4	Selon le marché du travail local	162
9.5.5	Selon les caractéristiques de la recherche d'emploi.....	162

9.5.6	Valeur perçue de la formation	163
9.6	Conclusions.....	164
Annexe : Ensemble des données de l'ECPIE.....		165
10.	Répartition des prestations hebdomadaires d'assurance-emploi : raisons qui expliquent les variations du taux de prestations de base	167
10.1	Sommaire	167
10.2	Introduction.....	169
10.3	Données et méthode.....	169
10.4	Caractéristiques de l'échantillon	171
10.5	Raisons qui expliquent les variations du taux de base pour des prestations	177
10.5.1	Taux supérieur au taux de prestations de base	177
10.5.2	Taux inférieur au taux de prestations de base	180
10.6	Maximum de la rémunération assurable	182
10.7	Conclusions.....	185
11.	Accès des femmes aux prestations d'assurance-emploi	187
11.1	Sommaire	187
11.2	Introduction.....	188
11.3	Données et méthode.....	188
11.4	Profil des femmes en cessation d'emploi	190
11.4.1	Caractéristiques démographiques.....	190
11.4.2	Caractéristiques des antécédents professionnels	191
11.4.3	Caractéristiques des antécédents en matière de chômage	193
11.4.4	Versement de prestations d'assurance-chômage.....	195
11.5	Répercussions de la réforme de l'assurance-emploi de 1996.....	196
11.5.1	Incidence de la réforme de l'assurance-emploi de 1996 sur l'admissibilité à l'assurance-emploi	196
11.5.2	Incidence de la réforme de l'assurance-emploi de 1996 sur le versement des prestations régulières d'assurance-emploi.....	198
11.5.3	Incidence de la réforme de l'assurance-emploi de 1996 sur les semaines d'admissibilité.....	203
11.6	Après la réforme de l'assurance-emploi.....	205
11.7	Conclusions et recherches supplémentaires.....	205
12.	Recours au programme de Travail partagé : 1989-1990 à 2002-2003.....	207
12.1	Sommaire.....	207
12.2	Introduction	208

12.3	Description et bien-fondé du programme.....	209
12.3.1	Bien-fondé du programme.....	209
12.3.2	Critères d'admissibilité au programme de Travail partagé.....	209
12.4	Participation et dépenses	210
12.4.1	Participation et dépenses pour chaque exercice	210
12.4.2	Participation et chômage selon le trimestre.....	212
12.4.3	Participation au programme de Travail partagé selon la région.....	213
12.4.4	Participation au programme de Travail partagé selon le secteur d'activité.....	215
12.4.5	Participation au programme de Travail partagé selon les données démographiques.....	218
12.5	Expériences des participants au programme de Travail partagé	219
12.5.1	Réduction moyenne du travail.....	219
12.5.2	Durée moyenne.....	220
12.5.3	Prestations hebdomadaires moyennes	220
12.6	Mises à pied évitées ou retardées grâce au Travail partagé.....	221
12.7	Indidence de la réforme de l'assurance-emploi	223
12.8	Conclusion.....	223
Annexe A – Détermination du nombre de participants au programme de Travail partagé		224
Annexe B – Travail partagé dans l'industrie du bois d'œuvre		225
13.	La réforme de l'assurance-emploi et le travail pendant une période de prestations	227
13.1	Sommaire	227
13.2	Introduction.....	228
13.3	Données et méthode	229
13.4	Caractéristiques du travail pendant une période de prestations	230
13.4.1	Comment évalue-t-on le travail pendant une période de prestations?.....	230
13.4.2	Qui travaille pendant une période de prestations?	232
13.4.3	Incidence du travail pendant la période de prestations	232
13.4.4	Composition du groupe de prestataires qui ont travaillé pendant une période de prestations	234
13.5	Réforme de l'assurance-emploi.....	236
13.5.1	Répercussions initiales de la réforme de l'assurance-emploi.....	236
13.5.2	Facteurs ayant une incidence sur la catégorie de travail pendant une période de prestations	242
13.5.3	Fluctuations récentes.....	248
13.6	Conclusions.....	250
Annexe		251

Notes techniques.....	258
14. Projet pilote de retrait préventif	259
14.1 Sommaire	259
14.2 Introduction.....	260
14.3 Description des programmes	261
14.3.1 Programme de retrait préventif de la CSST	261
14.3.2 Prestations spéciales d'assurance-emploi	263
14.3.3 Projet pilote	264
14.4 Analyse des résultats.....	266
14.5 Conclusion	273
Annexe – Région économiques de l'assurance-emploi.....	274

Liste des tableaux

Sommaire.....	i
1. Réforme de l'assurance-emploi et mobilité à l'échelle communautaire.....	1
Tableau 1A Exemple d'un déplacement simple	4
Tableau 1B Exemple de chevauchement d'emplois : aucun déplacement....	4
Tableau 1C Exemple de chevauchement d'emplois : déplacement à la fin ..	5
Tableau 2A Nombre de nouveaux arrivants dans les collectivités, d'après les RE	5
Tableau 2B Taux de déplacement net dans les collectivités, d'après les RE (en pourcentage)	6
Tableau 2C Taux de déplacement des résidents de longue date vers d'autres collectivités, d'après les RE (en pourcentage).....	7
Tableau 2D Arrivée de non-résidents de longue date provenant d'autres collectivités, d'après les RE (en pourcentage).....	8
Tableau 2E Non-résidents de longue date qui arrivent dans une collectivité puis en repartent, d'après les RE (en pourcentage)	9
Tableau 2F Taux de retour dans la collectivité des résidents de longue date ayant occupé un emploi à l'extérieur, d'après les RE (en pourcentage)	9
Tableau 3A Prestataires ayant quitté une collectivité pendant une période de prestations, d'après les codes postaux des prestataires (en pourcentage)	10
Tableau 3B Prestataires ayant emménagé dans une collectivité pendant une période de prestations, d'après les codes postaux des prestataires (en pourcentage)	11
Tableau 3C Prestataires ayant quitté puis réintégré une collectivité pendant une période de prestations, d'après les codes postaux des prestataires (en pourcentage)	12
Tableau 3D Prestataires ayant emménagé dans une collectivité et l'ayant quittée, d'après les codes postaux des prestataires (en pourcentage)	12
Tableau 4A Prestataires ayant quitté une collectivité entre deux périodes de prestations, d'après les codes postaux des prestataires (en pourcentage)	13

Tableau 4B	Prestataires ayant emménagé dans une collectivité entre deux périodes de prestations, d'après les codes postaux des prestataires (en pourcentage)	14
Tableau 4C	Prestataires ayant quitté puis réintégré une collectivité entre deux périodes de prestations, d'après les codes postaux des prestataires (en pourcentage)	14
Tableau 4D	Prestataires ayant emménagé dans une collectivité puis l'ayant quittée entre deux périodes de prestations, d'après les codes postaux des prestataires (en pourcentage)	15
2.	Dans quelle mesure le chômage entraîne-t-il une réduction des dépenses des ménages?	17
Tableau 1	Caractéristiques des ménages qui ont réduit leurs dépenses de consommation	23
Tableau 2	Réduction de la consommation selon la durée de la période de chômage (en pourcentage)	25
Tableau 3	Réduction de la consommation en tant que pourcentage du revenu du ménage, selon la durée de la période de chômage (en pourcentage)	25
Tableau 4	Réduction de la consommation, selon le type de ménage (en pourcentage)	27
Tableau 5	Réduction de la consommation en tant que pourcentage du revenu du ménage, selon le type de ménage (en pourcentage)..	28
Tableau 6	Analyse de régression des probits concernant la probabilité d'une diminution de la consommation.....	29
3.	Le dénominateur a-t-il modifié le rapport entre les semaines d'emploi assurable et les normes d'admissibilité?	35
Tableau 1	Grille de comparaison des cohortes	43
Tableau 2	Pourcentage des prestataires ayant accumulé un nombre de semaines d'emploi assurable équivalent à la norme variable d'admissibilité.....	44
Tableau 3	Pourcentage de prestataires ayant accumulé un nombre de semaines d'emploi assurable excédant de deux semaines la norme variable d'admissibilité.....	45
Tableau 4	Pourcentage de prestataires ayant accumulé un nombre de semaines d'emploi assurable excédant de plus de deux semaines la norme variable d'admissibilité	46

Tableau 5A	Pourcentage et nombre de prestataires dont le nombre de semaines d'emploi assurable ne correspondait pas à la norme variable d'admissibilité.....	47
Tableau 5B	Pourcentage et nombre de prestataires dont le nombre de semaines d'emploi assurable ne correspondait pas à la norme variable d'admissibilité.....	48
Tableau A1	Le dénominateur	50
4.	Rapport de contrôle sur l'admissibilité à l'assurance-emploi et les semaines de prestations	53
Tableau 1	Pourcentage de chômeurs comptant suffisamment de semaines ou d'heures pour être admissibles aux prestations, selon leur région économique	61
Tableau 2A	Pourcentage de chômeurs comptant suffisamment de semaines ou d'heures pour avoir droit aux prestations, et qui sont admissibles en vertu de la règle sur les DEREMPA.....	63
Tableau 2B	Pourcentage de chômeurs comptant suffisamment de semaines ou d'heures pour être admissibles aux prestations, et qui sont des DEREMPA	64
Tableau 3	Pourcentage de chômeurs admissibles en vertu des conditions énoncées au tableau 2A, qui n'ont pas quitté leur emploi ni été congédiés	65
Tableau 4	Pourcentage de chômeurs qui sont admissibles en vertu des conditions énoncées au tableau 3.....	67
Tableau 5	Pourcentage de chômeurs admissibles en vertu des conditions énoncées au tableau 4, qui ont touché une indemnité de cessation d'emploi correspondant à cinq semaines ou moins....	68
Tableau 6	Pourcentage de chômeurs admissibles en vertu des conditions énoncées au tableau 5, qui ne voulaient pas ou n'avaient pas besoin de prestations d'a.-e.	70
Tableau 7	Pourcentage de chômeurs admissibles aux prestations en vertu des conditions énoncées au tableau 6 et dont la période de recherche d'emploi était admissible	71
Tableau 8	Pourcentage de chômeurs admissibles en vertu des conditions énoncées au tableau 7, qui n'ont pas présenté leur demande en retard.....	72
Tableau 9	Répartition des chômeurs selon l'état de la demande de prestations d'a.-e. (en pourcentage).....	73
Tableau 10	Nombre moyen de semaines d'admissibilité.....	75

Tableau 11	Pourcentage de prestataires ayant obtenu l'admissibilité maximale pour leur région économique, selon le taux de chômage (en pourcentage)	78
5.	La réforme de l'assurance-emploi et les personnes qui deviennent ou redeviennent membres de la population active.....	85
Tableau 1A	Pourcentage de DEREMPA selon les caractéristiques démographiques	88
Tableau 1B	Pourcentage de DEREMPA selon les caractéristiques démographiques chez les femmes, selon le type de famille	90
Tableau 1C	Proportion des DEREMPA (en pourcentage).....	90
Tableau 1D	Caractéristiques des femmes (en pourcentage).....	91
Tableau 2A	Mouvements de la répartition des semaines d'emploi assurable accumulées par les DEREMPA, se situant entre 20 et 30 semaines.....	92
Tableau 2B	Nombre de semaines d'emploi assurable selon les caractéristiques démographiques (en semaines)	93
Tableau 3	DEREMPA ayant touché des prestations d'a.-e. par rapport à l'ensemble des travailleurs (T3 1995 – T4 1997).....	95
Tableau 4	Pourcentage de DEREMPA Comparaison des définitions de DEREMPA, avant et après l'adoption du projet de loi C-2 (T4 2000 – T2 2002).....	96
Tableau 5	Pourcentage de DEREMPA ayant touché des prestations d'a.-e. Comparaison des définitions de DEREMPA, avant et après l'adoption du projet de loi C-2 (T4 2000 – T2 2002).....	97
Tableau A1	Pourcentage de DEREMPA au fil du temps.....	98
6.	Réforme de l'assurance-emploi et collectivités rurales.....	99
Tableau 1	Pourcentages dans les collectivités rurales : comparaison entre les prestataires d'a.-e. et les non-prestataires.....	103
Tableau 2	Caractéristiques démographiques des personnes qui ont quitté leur emploi en région rurale par rapport aux personnes du même groupe en région non rurale (en pourcentage).....	104
Tableau 3	Changements des caractéristiques démographiques relatives aux personnes qui ont quitté un emploi en région rurale (en pourcentage)	106
Tableau 4	Changements dans les variables des résultats.....	107
Tableau 5	Analyse par la méthode des probits de l'admissibilité aux prestations d'a.-e.	110

Tableau 6	Travailleurs des régions rurales et des régions non rurales : analyse comparative par régression des semaines de prestations	111
Tableau 7	Résultats de la régression : heures de travail selon les semaines travaillées	112
Tableau A1	Analyse de régression : admissibilité des travailleurs des régions rurales aux prestations d'a.e.	113
Tableau A2	Admissibilité aux prestations pendant plus de 45 semaines	114
Tableau A3	Taux de chômage des personnes qui ont cessé de travailler	115

7. Le taux d'épuisement des prestations d'assurance-chômage ou d'assurance-emploi et le recours à l'aide sociale ont-ils changé depuis la réforme de l'assurance-emploi? **117**

Tableau 1	Taux d'épuisement des prestations chez les personnes qui ont quitté leur emploi et touché des prestations d'assurance-chômage ou d'assurance-emploi	121
Tableau 2	Taux d'épuisement des prestations chez les personnes qui ont quitté leur emploi et touché des prestations d'assurance-chômage ou d'assurance-emploi (en pourcentage)	122
Tableau 3	Épuisement des prestations d'a.-e. selon la durée de l'emploi ..	123
Tableau 4	Recours à l'aide sociale selon les renseignements recueillis au cours de la première entrevue (en pourcentage)	126
Tableau 5	Taux de participation à l'aide sociale au cours des 22 mois qui ont suivi la cessation d'emploi (en pourcentage)	127
Tableau 6	Situation financière des prestataires qui ont épuisé leurs prestations d'assurance-chômage ou d'assurance-emploi (en pourcentage)	129
Tableau A1	Régression de la probabilité de l'épuisement des prestations chez les personnes qui ont quitté leur emploi et touché des prestations d'assurance-emploi	134
Tableau A2	Recours à l'aide sociale chez les personnes ayant quitté leur emploi, à partir des données des entrevues 1 et 2, réparties selon les caractéristiques de l'a.-c. ou de l'a.-e. (en pourcentage)	136
Tableau A3	Régression de la probabilité d'avoir eu recours à l'aide sociale avant l'entrevue 1	137

8. Taille de la collectivité et variation du recours à l'assurance-emploi selon le secteur d'activité et le niveau de scolarité.....	139
Tableau 1 Répartition de la population canadienne selon la taille de la collectivité (en pourcentage).....	142
Tableau 2 Répartition relative du recours à l'a.-e. selon la taille de la collectivité (en pourcentage).....	144
Tableau 3 Répartition de la population canadienne et taux de versement des prestations d'a.-e., selon le secteur d'activité (en pourcentage)	145
Tableau 4 Répartition de la population canadienne et taux de versement des prestations d'a.-e., selon le niveau de scolarité (en pourcentage)	147
Tableau 5 Analyse de régression des probits relative à la probabilité que des prestations d'a.-e. soient versées	149
9. Formation en période de chômage.....	155
Tableau 1 Formation pendant la période de dix mois visée par l'ECPIE (en pourcentage).....	158
Tableau 2 Répartition du temps consacré à la formation, par percentile....	159
Tableau 3 Type de cours suivi en période de chômage (en pourcentage) ..	160
Tableau 4 Formation en période de chômage, selon les caractéristiques démographiques (en pourcentage)	160
Tableau 5 Formation en période de chômage, selon le groupe désigné aux fins de l'équité en matière d'emploi (en pourcentage)	161
Tableau 6 Formation en période de chômage, selon le niveau de scolarité (en pourcentage)	161
Tableau 7 Formation, selon le marché du travail local (en pourcentage)...	162
Tableau 8 Caractéristiques de la recherche d'emploi (en pourcentage, à moins d'indication contraire).....	163
Tableau 9 Valeur perçue de la formation (en pourcentage)	164
10. Répartition des prestations hebdomadaires d'assurance-emploi : raisons qui expliquent les variations du taux de prestations de base	167
Tableau 1 Répartition des semaines de prestations de la population de..... l'ECPIE, selon le type de prestations (en pourcentage)	171
Tableau 2 Répartition de certaines caractéristiques de la population de l'ECPIE (en pourcentage)	174

Tableau 3	Répartition des caractéristiques des types d'emploi et de prestations de la population de l'ECPIE (en pourcentage).....	175
Tableau 4	Répartition de certaines autres caractéristiques de la population de l'ECPIE.....	176
Tableau 5	Raisons du versement de prestations dont le montant était supérieur au taux de prestations de base (en pourcentage).....	177
Tableau 6	Comparaison des taux de prestations de base supérieurs au dénominateur minimal	178
Tableau 7	Comparaison des taux de prestations de base inférieurs au dénominateur minimal	179
Tableau 8	Raisons du versement de prestations dont le montant était inférieur au taux de prestations de base (en pourcentage).....	180
Tableau 9	Répartition des taux de prestations de base parmi les prestataires d'a.-e. (en pourcentage).....	182
Tableau 10	Répartition de certaines caractéristiques des prestataires qui ont atteint le MRA (en pourcentage)	183
Tableau 11	Prévisions de la rémunération annuelle moyenne.....	184
Tableau 12	Dépassement prévu du seuil du MRA fixé à 39 000 \$	185
11.	Accès des femmes aux prestations d'assurance-emploi	187
Tableau 1	Profil démographique des personnes ayant connu une cessation d'emploi (en pourcentage)	190
Tableau 2	Antécédents professionnels des personnes ayant connu une cessation d'emploi (en pourcentage).....	192
Tableau 3	Antécédents en matière de chômage des personnes ayant connu une cessation d'emploi (en pourcentage)	194
Tableau 4	Pourcentage de personnes ayant connu une cessation d'emploi qui ont touché des prestations régulières d'a.-e., selon certaines caractéristiques démographiques (en pourcentage)	195
Tableau 5	Pourcentage de femmes ayant connu une cessation d'emploi qui ont accumulé suffisamment de semaines ou d'heures pour être admissibles aux prestations (en pourcentage)	197
Tableau 6	Pourcentage de femmes ayant connu une cessation d'emploi qui ont touché des prestations régulières d'a.-e. (en pourcentage)	199
Tableau 7	Régression des probits relative à la probabilité qu'une femme ayant connu une cessation d'emploi présente une demande de prestations régulières d'a.-e. (en pourcentage)	201

Tableau 8	Régression selon la méthode des moindres carrés ordinaires relative à l'incidence sur les semaines d'admissibilité chez les femmes ayant connu une cessation d'emploi.....	203
12.	Recours au programme de Travail partagé : 1989-1990 à 2002-2003.....	207
Tableau 1	Participation et prestations versées aux participants du programme de Travail partagé.....	211
Tableau 2	Corrélation entre le nombre trimestriel de nouvelles demandes de Travail partagé et la fluctuation du nombre de chômeurs par trimestre*	213
Tableau 3	Participation au programme de Travail partagé, selon la région Nombre de demandes présentées pour chaque exercice	214
Tableau 4	Participation au programme de Travail partagé, selon le secteur d'activité Nombre de demandes présentées pour chaque exercice	216
Tableau 5	Participation au programme de Travail partagé, selon le sexe et l'âge Nombre de demandes ayant commencé au cours de chaque exercice.....	217
Tableau 6	Réduction moyenne du travail, prestations hebdomadaires et durée du Travail partagé	221
Tableau 7	Mises à pied évitées ou retardées grâce au programme de Travail partagé	222
Tableau A1	Demandes de Travail partagé présentées par l'industrie du bois d'œuvre	226
13.	La réforme de l'assurance-emploi et le travail pendant une période de prestations	227
Tableau 1	Prestataire hypothétique ayant travaillé pendant une période de prestations	231
Tableau 2	Prestataires d'a.-e. ayant travaillé pendant une période de prestations (T3 1995 – T4 1997) (en pourcentage)	233
Tableau 3	Composition du groupe de prestataires d'a.-e. qui ont travaillé pendant une période de prestations (T3 1995 – T4 1997) (en pourcentage)	235
Tableau 4	Pourcentage de prestataires qui ont travaillé pendant une période de prestations (T3 1995 – T4 1997) (en pourcentage) ..	237
Tableau 5	Analyse des probits relative à la probabilité qu'un prestataire travaille à temps partiel pendant sa période de prestations (T3 1995 – T4 1997).....	238

Tableau 6	Analyse des probits relative à la probabilité qu'un prestataire gagne un revenu inférieur à la rémunération admissible pendant une période de prestations (T3 1995 – T4 1997)	241
Tableau 7	Analyse des probits relative à la probabilité qu'un prestataire travaille des semaines partielles pendant une période de prestations par rapport à ceux qui travaillent des semaines entières (T1 1997 – T2 2002)	243
Tableau 8	Analyse des probits relative à la probabilité qu'un prestataire travaille des semaines partielles pendant une période de prestations par rapport aux semaines au cours desquelles il touche un revenu inférieur à la rémunération admissible (T1 1997 – T2 2002).....	246
Tableau A1	Analyse des probits relative à la probabilité qu'un prestataire travaille des semaines partielles pendant une période de prestations (T2 2001 et T2 2002) (en pourcentage)	251
Tableau A2	Analyse des probits relative à la probabilité qu'un prestataire travaille pendant une période de prestations et touche un revenu inférieur à la rémunération admissible (T2 2001 et T2 2002) (en pourcentage)	253
Tableau A3	Analyse des probits relative à la probabilité qu'un prestataire travaille des semaines entières pendant une période de prestations (T2 2001 et T2 2002) (en pourcentage)	255
Tableau A4	Analyse des probits relative à la probabilité qu'un prestataire travaille pendant une période de prestations (T2 2001 et T2 2002) (en pourcentage).....	257
14. Projet pilote de retrait préventif		259
Tableau 1	Statistiques sur les différents programmes liés à la naissance d'un enfant, Québec – année financière.....	262
Tableau 2	Incidence de la décision de prolonger la période de prestations d'a.-e. ou de recevoir des prestations partielles – Cas type, en dollars.....	266
Tableau 3	Nombre de prestataires admissibles au projet pilote, selon l'option choisie septembre 2002 à août 2003	267
Tableau 4	Répartition des prestataires admissibles et de l'ensemble des femmes prestataires, selon la raison de la cessation de l'emploi – septembre 2002 à août 2003.....	267
Tableau 5	Répartition des prestataires admissibles au projet pilote et des femmes prestataires qui ont cessé de travailler en raison d'une grossesse, selon certaines caractéristiques socio-économiques – septembre 2002 à août 2003	270

Tableau 6	Répartition des prestataires admissibles au projet pilote et des femmes prestataires qui ont cessé de travailler en raison d'une grossesse, selon certaines caractéristiques des prestations d'assurance-emploi – septembre 2002 à août 2003	272
Tableau 7	Répartition des prestataires admissibles au projet pilote, selon certaines caractéristiques des indemnités pour retrait préventif de la CSST – septembre 2002 à août 2003.....	273

Liste des figures

1. Réforme de l'assurance-emploi et mobilité à l'échelle communautaire.....	1
2. Dans quelle mesure le chômage entraîne-t-il une réduction des dépenses des ménages?	17
3. Le dénominateur a-t-il modifié le rapport entre les semaines d'emploi assurable et les normes d'admissibilité?	35
Figure 1 Écart entre le nombre de semaines d'emploi assurable et la norme variable d'admissibilité	40
Figure 2 Nombre de semaines d'emploi assurable.....	41
Figure 3 Répartition des taux de chômage chez les prestataires de l'ECPIE.	42
Figure 4 Répartition des normes variables d'admissibilité	42
Figure 5 Variations annuelles du pourcentage des prestataires ayant accumulé un nombre de semaines d'emploi assurable excédant d'au moins deux semaines la norme variable d'admissibilité	49
4. Rapport de contrôle sur l'admissibilité à l'assurance-emploi et les semaines de prestations	53
Figure 1 Répartition de l'admissibilité.....	76
Figure 2 Nombre de semaines d'admissibilité	77
Figure 3 Pourcentage de prestataires dont la période de prestations a dépassé l'admissibilité	79
Figure 4 Pourcentage de prestataires ayant épuisé leurs prestations après 52 semaines	80
Figure 5 Pourcentage de prestataires ayant épuisé leurs prestations en 52 semaines	81
Figure 6 Pourcentage de prestataires qui ont atteint la période prévue de 52 semaines	81
Figure 7 Nombre de semaines de chômage entre la fin des prestations et les 52 semaines.....	82
5. La réforme de l'assurance-emploi et les personnes qui deviennent ou redeviennent membres de la population active.....	85
Figure 1 Description linéaire du statut des DEREMPA.....	87

Figure 2	Nombre de semaines d'emploi assurable des DEREMPA	92
6.	Réforme de l'assurance-emploi et collectivités rurales.....	99
7.	Le taux d'épuisement des prestations d'assurance-chômage ou assurance-emploi et le recours à l'aide sociale ont-ils changé depuis la réforme de l'assurance-emploi?.....	117
Figure 1	Recours à l'aide sociale selon la durée du chômage – données recueillies au cours des entrevues 1 et 2	130
Figure 2	Versement de prestations d'aide sociale selon la raison de la perte d'emploi (données des entrevues 1 et 2).....	131
8.	Taille de la collectivité et variation du recours à l'assurance-emploi selon le secteur d'activité et le niveau de scolarité.....	139
Figure 1	Recours à l'assurance-emploi selon la taille de la collectivité, 1990-1997, personnes de 15 ans et plus.....	143
9.	Formation en période de chômage.....	155
10.	Répartition des prestations hebdomadaires d'assurance-emploi : raisons qui expliquent les variations du taux de prestations de base	167
Figure 1	Répartition des taux de prestations réels.....	173
11.	Accès des femmes aux prestations d'assurance-emploi	187
12.	Recours au programme de Travail partagé :1989-1990 à 2002-2003.....	207
Figure 1	Participation au programme de Travail partagé et fluctuation du nombre de chômeurs	212
Figure A1	Demandes de Travail partagé par trimestre dans l'industrie du bois d'œuvre.....	225
13.	La réforme de l'assurance-emploi et le travail pendant une période de prestations	227
Figure 1	Pourcentage de prestataires qui ont travaillé pendant une période de prestations avant et après la réforme de l'assurance-emploi.....	237
Figure 2	Pourcentage de prestataires qui ont travaillé pendant une période de prestations par semaine de travail	249
14.	Projet pilote de retrait préventif	259

Sommaire

Depuis 1997, Développement des ressources humaines Canada (DRHC) produit annuellement le *Rapport de contrôle et d'évaluation* (RCE), qui suit les répercussions des réformes apportées au régime d'assurance-emploi (a.-e.). Afin d'étayer ce rapport, la Direction de la vérification et de l'évaluation produit annuellement une série d'études techniques, communément appelées « rapports de contrôle ».

Ces rapports de contrôle n'ont pas une portée aussi vaste que l'évaluation traditionnelle, car ils s'appuient sur une seule source de données. Le gros de l'analyse repose sur l'Enquête canadienne par panel sur l'interruption d'emploi (ECPIE), qui est effectuée auprès d'un échantillon de travailleurs qui ont reçu un relevé d'emploi après avoir cessé de travailler. L'ECPIE est réalisée environ neuf mois suivant la perte d'emploi de ces travailleurs. Les données de l'enquête sont combinées à celles de l'assurance-emploi, ce qui permet de dresser un portrait plus complet de ce que vivent les travailleurs durant la période de transition vers un nouvel emploi.

Ce document comporte quatorze rapports de contrôle qui ont été produits en prévision du RCE 2003. Chaque étude porte sur un aspect distinct de l'assurance-emploi ou sur la réforme de 1996 de l'a.-e. Les quatorze études sont décrites brièvement ci-dessous.

1. Réforme de l'assurance-emploi et mobilité à l'échelle communautaire

L'objet de cette étude est de savoir si les taux de migration ont changé durant la réforme de l'assurance-emploi. On s'attendait à ce que ces taux augmentent immédiatement après la réforme, là où les collectivités éprouvaient de la difficulté à s'adapter à la situation.

2. Dans quelle mesure le chômage entraîne-t-il une réduction des dépenses des ménages?

Dans ce rapport, on examine les répercussions du chômage sur la capacité d'un ménage à maintenir son niveau de dépenses.

3. Le dénominateur a-t-il changé le rapport entre les semaines d'emploi assurable et la norme d'admissibilité?

Cette étude examine l'incidence de la « règle du dénominateur », selon laquelle un travailleur doit travailler au moins deux semaines de plus que le nombre minimal de semaines exigé en vertu de l'assurance-emploi pour être admissible à des prestations d'assurance-emploi intégrales.

4. Rapport de contrôle sur l'admissibilité à l'assurance-emploi et les semaines de prestations

Cette étude examine l'incidence de la réforme de l'assurance-emploi sur la mesure dans laquelle les gens peuvent accéder à des prestations d'a.-e. en période de chômage.

5. La réforme de l'assurance-emploi et les personnes qui deviennent ou redeviennent membres de la population active

Ce document comporte un examen des effets de la hausse des normes d'admissibilité pour les personnes qui deviennent ou redeviennent membres de la population active (DEREMPA). On accorde une importance particulière aux répercussions sur les femmes, notamment celles qui ont eu un enfant au cours des deux dernières années. Les récentes modifications découlant de la définition révisée des DEREMPA aux termes du projet de loi C-2 font également l'objet d'un examen dans ce rapport.

6. Réforme de l'assurance-emploi et collectivités rurales

Cette étude traite principalement des répercussions du régime sur les collectivités rurales, ce qui devrait permettre de mieux comprendre l'incidence de la réforme de l'assurance-emploi sur les collectivités. On y compare donc le recours à l'assurance-emploi chez les travailleurs des collectivités rurales par rapport à ceux des communautés urbaines.

7. Le taux d'épuisement des prestations d'assurance-chômage ou d'assurance-emploi et le recours à l'aide sociale ont-ils changé après la réforme de l'assurance-emploi?

Dans ce rapport, on examine la mesure dans laquelle les changements apportés dans le cadre de la réforme de l'assurance-emploi ont amené les prestataires à épuiser leurs prestations et à recourir à l'aide sociale. Certains ont laissé entendre que le fait de réduire la durée maximale des prestations, qui est passée de 50 à 45 semaines, pourrait avoir entraîné une augmentation du taux d'épuisement et du recours ultérieur à l'aide sociale.

8. Taille de la collectivité et variation du recours à l'assurance-emploi selon le secteur d'activité et le niveau de scolarité

Dans cette étude, on examine la variation du recours à l'assurance-emploi selon la taille de la collectivité et le rapport avec le secteur d'activité, le niveau de scolarité et la composition de la famille. On se penche également sur les répercussions initiales de la réforme de l'assurance-emploi de 1996 sur les collectivités de différentes tailles.

9. Formation en période de chômage

Cette étude porte sur les diverses activités de formation auxquelles ont participé les chômeurs, y compris les types de formation et le temps qui lui a été consacré. On y examine également les caractéristiques des chômeurs qui ont suivi une formation ainsi que leurs points de vue quant à la valeur de cette formation.

10. Répartition des prestations hebdomadaires d'assurance-emploi : raisons qui expliquent les variations du taux de prestations de base

Cette étude vise à déterminer les raisons pour lesquelles les prestations que touchent certains prestataires ne correspondent pas au taux habituel, qui s'établit à 55 % de la rémunération hebdomadaire assurable moyenne. On examine donc à cette fin divers aspects du régime d'assurance-emploi pouvant mener à un écart du taux de prestations de base. On dresse également le profil des prestataires ayant atteint le maximum de la rémunération assurable (MRA) et on examine le rapport qui existe entre le salaire moyen dans l'industrie et le MRA.

11. Accès des femmes aux prestations d'assurance-emploi

Dans ce rapport, on examine les expériences de travail des femmes et leurs épisodes de chômage, en mettant l'accent sur leur recours aux prestations régulières au titre de la partie I de la *Loi sur l'assurance-emploi*. On étudie ensuite la mesure dans laquelle la réforme de l'assurance-emploi de 1996 a entraîné des changements pour les femmes au chapitre de l'admissibilité à l'assurance-emploi, des prestations reçues et de la durée de la période de prestations.

12. Recours au programme de Travail partagé : de 1989-1990 à 2002-2003

Le programme de Travail partagé offre des prestations partielles d'assurance-emploi aux employés qui réduisent volontairement leur semaine de travail pour éviter qu'une partie de l'effectif de leur unité de travail ne soit mise à pied. Cette étude renferme une analyse du recours au programme de Travail partagé au fil du temps.

13. La réforme de l'assurance-emploi et le travail pendant une période de prestations

L'objet de ce rapport est d'examiner les données démographiques et l'importance du travail pendant une période de prestations, et d'analyser les changements découlant de la réforme de l'assurance-emploi de 1996. De façon plus particulière, on se penche sur l'incidence d'un assouplissement des restrictions imposées aux gains admissibles en période de prestations.

14. *Projet pilote de retrait préventif*

Ce document contient l'analyse préliminaire du projet pilote n° 5, également connu sous le nom de retrait préventif. Le but du projet pilote est de permettre aux personnes qui ont droit à des prestations partielles d'assurance-emploi durant leur période de retrait préventif de refuser de toucher ces prestations. Ainsi, ces personnes peuvent bénéficier d'une prolongation de leur période de prestations et recevoir des prestations d'assurance-emploi pendant toute la durée de leur congé de maternité, parental ou de maladie.

1. Réforme de l'assurance-emploi et mobilité à l'échelle communautaire

1.1 Sommaire

La présente étude met l'accent sur la mobilité, ce qui devrait permettre de mieux comprendre l'incidence de la réforme de l'assurance-emploi (a.-e.) sur les collectivités. Les modifications des taux de migration dans les collectivités et d'une collectivité à l'autre sont des signes évidents de l'adaptation à ce chapitre. L'objectif de l'étude consiste à déterminer si les taux de migration ont changé à la suite de la réforme de l'assurance-emploi. On s'attendait à ce que les taux de migration soient plus élevés dans les collectivités qui éprouvaient des difficultés à s'adapter à la réforme de l'assurance-emploi.

Données et méthode

L'étude se fonde sur des renseignements tirés de la base de données administratives sur l'assurance-emploi. Cette source de données contient plusieurs mesures des déplacements de la population entre les 14 collectivités sur lesquelles se fonde l'étude.

Principales constatations

- On observe un mouvement important entre les collectivités. Jusqu'à 30 % des prestataires changent de collectivité d'une période de prestations d'a.-e. à une autre.
- Certaines collectivités sont plus susceptibles de présenter des variations plus importantes en ce qui touche la différence entre le nombre de personnes qui y entrent et qui en sortent, que ce soit pendant une période de prestations, entre les périodes de prestations ou de façon générale.
 - Calgary-Centre affiche le gain net de population le plus élevé, tandis que Clarendville affiche la perte nette la plus élevée.
 - Miramichi affiche l'une des pertes nettes de population les plus élevées, et présente la perte nette la plus élevée pendant et entre les périodes de prestations.
 - Toronto-Centre compte parmi les collectivités qui affichent les gains nets de population les plus élevés, mais présente l'un des taux de perte nette les plus élevés pendant et entre les périodes de prestations.
 - Les collectivités qui présentent un taux d'immigration plus élevé tendent à afficher un taux d'émigration également plus élevé.

- La réforme de l'assurance-emploi n'a eu aucune incidence sur la mobilité dans les 14 collectivités étudiées. Cette constatation porte à croire que les collectivités n'ont éprouvé aucune difficulté majeure à s'adapter à la réforme.

1.2 Introduction

Afin de contrôler convenablement l'incidence de la réforme de l'assurance-emploi (a.-e.)¹, on doit surveiller de plus près les changements qui se produisent à l'échelle communautaire, tout comme ceux qui surviennent à l'échelle nationale et individuelle. Les collectivités parviennent à s'adapter aux changements de l'environnement économique de différentes façons. Les mouvements d'entrée et de sortie observés dans les collectivités comptent parmi les mécanismes d'adaptation possibles. La présente évaluation périodique examine la mobilité dans les 14 collectivités retenues pour les besoins de l'étude *Dépister l'avenir : une perspective communautaire*, afin de déterminer les moyens d'adaptation à la réforme de l'assurance-emploi utilisés à l'échelle communautaire.

Pour étudier la mobilité, on doit se rappeler que ce phénomène correspond, en bonne partie, au déplacement « normal » des populations qui entrent dans les collectivités et qui en sortent. Seul un taux de mobilité supérieur à la normale devrait nous amener à penser que les déplacements sont attribuables aux changements de l'environnement économique. Dans le présent document, on présume que les perturbations économiques particulièrement importantes que pourrait avoir entraînées la réforme de l'assurance-emploi à l'échelle communautaire, devraient se traduire par une augmentation des taux de migration.

Il est difficile de mesurer les taux de migration à l'échelle communautaire, du fait qu'aucune source de données unique ne permet de saisir tous les aspects de ce phénomène. Le présent document est structuré en fonction de chacune des trois sources de données utilisées pour les besoins de l'étude. La première section renferme une analyse générale des sources de données et de leur utilisation. Les sections suivantes présentent des analyses distinctes pour chacune de ces sources, et la dernière partie présente les conclusions qui en ont été tirées.

1.3 Données et survol analytique

Dans le présent document, on a utilisé trois sources de données administratives pour cerner le phénomène de la mobilité à l'échelle communautaire. Même si l'Enquête canadienne par panel sur l'interruption d'emploi (ECPIE) est utilisée dans de nombreuses évaluations périodiques, nous ne l'avons pas employée ici, du fait que la taille de l'échantillon est trop petite pour appuyer ce type d'analyse détaillée à l'échelle communautaire. En outre, les enquêtes ne fournissent pas d'estimations fiables concernant la mobilité, puisqu'elles ne prennent pas en compte les déplacements des non-répondants. La présente étude se fonde plutôt sur des extraits de la base de données administratives sur l'a.-e. de DRHC. Ces extraits ont été prélevés pour la totalité de l'échantillon; ils offrent donc une image fidèle de la mobilité au sein de chacune des collectivités. On a téléchargé les données dans un format

¹ Anciennement appelé assurance-chômage (a.-c.).

comprimé, afin de faciliter la manipulation de grandes quantités de données et de protéger l'identité des personnes. Les trois extraits utilisés sont les suivants :

- Relevés d'emploi (RE) – Les RE permettent de déterminer la date de début et de fin de chaque emploi qu'une personne a occupé, et de savoir dans quelle collectivité cette personne a exercé ses fonctions. Si une personne a occupé des emplois dans plus d'une collectivité, on peut supposer que cette personne a migré, d'une façon ou d'une autre;
- Prestataires mensuels d'assurance-emploi – Grâce aux prestations mensuelles d'assurance-emploi, on peut connaître la situation d'une personne au cours de chaque mois de sa période de prestations. Les données relatives à chaque mois incluent le code postal du prestataire pendant ce mois, ce qui permet de garantir l'enregistrement de tout déplacement au cours d'une période de prestations;
- Profil vectoriel – Il permet également de trouver le code postal d'une personne pendant chaque période de prestations et comprend un historique complet du recours à l'a.-e., ce qui permet d'examiner les déplacements des prestataires entre les périodes de prestations.

Les études contenues dans ce recueil s'appuient sur les données relatives aux 14 collectivités qui ont fait l'objet de l'étude *Dépister l'avenir : une perspective communautaire*. L'Évaluation des programmes s'est concentrée avant tout sur ces collectivités dans le cadre de ses travaux relatifs aux communautés. La réalisation de ces études a permis de broser un portrait détaillé de chaque collectivité, ce que n'aurait pas rendu possible la tenue d'une seule étude.

1.4 Méthode et résultats

Pour chacune des trois sources de données, les estimations annuelles de la mobilité sont fournies par la collectivité. On peut ainsi déterminer si le taux de mobilité a changé depuis l'adoption de la réforme de l'a.-e. Il est à noter que les tests statistiques habituels se révélaient inutiles, du fait que l'échantillon utilisé correspondait à 100 % de la population et qu'aucune erreur d'échantillonnage ne devait être prise en compte.

1.4.1 Relevé d'emploi

Un RE est produit chaque fois qu'une personne quitte un emploi. Le RE contient des renseignements qui permettent l'établissement d'une période de prestations d'assurance-emploi, y compris la date de début et de fin de l'emploi, de même que le code postal de l'employeur. Grâce à ces seuls renseignements, on peut tirer des conclusions au sujet de la mobilité des travailleurs au sein de la collectivité, du fait que pratiquement toutes les personnes qui arrivent dans une collectivité ou qui la quittent reçoivent un RE (c'est même le cas au sein de la plupart des grandes entreprises).

Tableau 1A Exemple d'un déplacement simple			
Semaine	Emploi 1 - Collectivité A	Emploi 2 - Collectivité B	Mobilité
1	Fin de l'emploi 1		Déplacement de A à B
2			
3			
4			
5		Début de l'emploi 2	
Explication : Le premier emploi se termine pendant la semaine 1. Le deuxième emploi commence pendant la semaine 5. On considère donc que la personne a quitté la collectivité A pour se rendre dans la collectivité B pendant la semaine 3.			

Les tableaux 1A à 1C fournissent des exemples de ces calculs. Le tableau 1A constitue l'exemple le plus simple : l'emploi 1 se termine pendant la semaine 1 dans la collectivité A, et l'emploi 2 commence pendant la semaine 5 dans la collectivité B. Il est évident que la personne a quitté la collectivité A pour s'installer dans la collectivité B, mais on ne peut savoir à quel moment. Dans le présent document, on présume que le déplacement a eu lieu pendant la semaine 3, en établissant la moyenne entre la date de départ de la collectivité A la plus hâtive qui soit et la date d'arrivée dans la collectivité B la plus tardive. Ainsi, on inscrit pour la semaine 3 un départ de la collectivité A et une arrivée dans la collectivité B. Dans tout l'exercice, on considère que tout départ d'une collectivité qui a été enregistré suppose un emménagement dans une autre collectivité.

Le tableau 1B fournit l'exemple d'un type de situation que l'on retrouve plus rarement dans la base de données, mais qui revêt tout de même une importance significative : l'emploi 2 débute et prend fin dans la collectivité B, tandis que l'emploi 1 se poursuit dans la collectivité A. Ici, on présume que la personne n'a jamais vraiment quitté la collectivité A, de sorte qu'il n'y a aucun déplacement.

Tableau 1B Exemple de chevauchement d'emplois : aucun déplacement			
Semaine	Emploi 1 - Collectivité A	Emploi 2 - Collectivité B	Mobilité
1	Début de l'emploi 1		Déplacement vers B
2		Début de l'emploi 2	
3			Retour à A
4		Fin de l'emploi 2	
5	Fin de l'emploi 1		
Explication : Le premier emploi débute pendant la semaine 1 et prend fin pendant la semaine 5. Le deuxième emploi débute pendant la semaine 2 et se termine au cours de la semaine 4. À aucun moment la personne n'a véritablement quitté la collectivité A. Aucun déplacement n'est donc comptabilisé.			

Dans le dernier tableau (1C), on observe un certain chevauchement entre les deux emplois. Dans ce cas, on présume que le déplacement a eu lieu après la fin de l'emploi 1.

Tableau 1C			
Exemple de chevauchement d'emplois : déplacement à la fin			
Semaine	Emploi 1 - Collectivité A	Emploi 2 - Collectivité B	Mobilité
1	Début de l'emploi 1		Déplacement de A à B
2		Début de l'emploi 2	
3	Fin de l'emploi 1		
4			
5			
Explication : Le premier emploi débute pendant la semaine 1 et se termine au cours de la semaine 3. Le deuxième emploi commence pendant la semaine 2. On estime que la personne a quitté la collectivité A après avoir cessé d'occuper un emploi dans cette collectivité.			

Dans l'exemple ci-dessus, tous les déplacements sont considérés comme étant semblables. Cependant, en réalité, une bonne partie des déplacements constituent manifestement des déplacements permanents, tandis que d'autres sont, de toute évidence, temporaires. L'expression « déplacement temporaire » signifie qu'une personne s'installe dans une collectivité mais en repartira par la suite. Un déplacement est jugé permanent lorsqu'une personne quitte une collectivité après y avoir travaillé pendant une période prolongée. On examinera davantage ces concepts un peu plus loin dans la présente section.

Le tableau 2A fournit une estimation du nombre de personnes qui se sont installées dans chacune des 14 collectivités. Certaines statistiques sont frappantes. Premièrement, le nombre de déplacements enregistrés dans les collectivités a fléchi considérablement en 2002, et dans une moindre mesure en 2001, du fait qu'un déplacement dans une collectivité n'est comptabilisé que lorsqu'un RE subséquent a été consigné. Deuxièmement, on observe des écarts considérables entre les données relatives aux différentes collectivités, ce qui s'explique par la taille de ces collectivités.

Tableau 2A								
Nombre de nouveaux arrivants dans les collectivités, d'après les RE								
	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002
Clareville	4 954	3 433	3 457	3 406	3 132	3 098	2 745	2 077
Î.-P.-É.	8 283	6 436	6 972	7 036	7 191	7 092	6 839	5 297
Truro	3 537	3 401	3 463	3 376	3 553	3 635	3 509	2 257
Miramichi	4 929	4 316	4 201	4 274	3 909	3 636	2 464	2 160
Repentigny	10 775	10 556	12 136	12 915	13 495	12 878	12 406	9 122
Montréal-Est	17 494	17 008	19 074	19 747	19 154	19 511	17 849	12 521
Toronto-Centre	37 368	35 865	39 606	41 689	41 324	40 978	31 094	15 232
Hamilton Mountain	6 051	5 462	6 824	7 468	7 219	7 026	6 044	4 103
Saint-Boniface	7 450	7 485	8 904	9 384	9 423	9 023	8 551	5 605
Prince Albert	3 802	3 651	3 939	3 836	3 795	3 529	3 169	2 268
Calgary-Centre	47 302	51 592	64 858	58 759	60 545	63 272	56 225	35 466
Yellowknife	3 501	3 297	3 376	3 017	2 691	2 933	3 261	2 230
Surrey	18 661	17 684	19 047	18 572	17 403	17 169	15 734	10 170
Kelowna	10 034	9 486	10 434	10 455	10 588	10 043	9 267	6 639
Source : Base de données sur l'assurance-emploi de DRHC.								

Le tableau 2B permet de comprendre ces deux caractéristiques. Dans ce tableau, les départs sont soustraits des arrivées, puis la différence est divisée par le nombre total de RE. Ce calcul fournit les déplacements nets (en pourcentage) dans une collectivité, d'après les RE.

Des inspections occasionnelles ont révélé un haut niveau de volatilité au chapitre des statistiques. En 1995, la collectivité de Clarenville affichait un gain de 2,4 % pour ce qui est du nombre de personnes travaillant dans cette collectivité, selon l'ensemble des RE produits. En 1996, on a observé le phénomène inverse, alors que la collectivité affichait une perte de 15 % d'après les RE. À Clarenville, le nombre de départs est demeuré supérieur à celui des arrivées pendant tout le reste de la période étudiée, à l'exception de l'année 2001, pour laquelle on observe un taux de déplacement légèrement positif. De façon générale, les quatre collectivités de l'Atlantique présentent un déplacement net négatif pendant la majeure partie de la période de réforme de l'assurance-emploi, ce qui laisse supposer des difficultés d'adaptation à cette réforme. À l'inverse, Calgary-Centre affiche un taux de déplacement positif tous les ans, sauf en 2002.

Tableau 2B								
Taux de déplacement net dans les collectivités, d'après les RE (en pourcentage)								
	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002
Clarenville	2,4	-15,0	-11,6	-4,5	-5,7	-3,6	0,5	-0,9
Î.-P.-É.	1,7	-1,5	-3,5	-0,7	0,0	-0,9	-1,4	0,1
Truro	1,9	0,2	-1,5	-1,0	-2,6	1,7	1,6	-1,4
Miramichi	-0,4	0,2	-5,2	-6,0	-5,6	-6,1	-8,2	0,7
Repentigny	-4,2	0,2	1,5	0,4	0,3	-1,3	1,2	0,6
Montréal-Est	3,9	0,9	-1,1	-2,1	-0,7	0,1	1,6	2,5
Toronto-Centre	4,5	-2,5	1,8	2,7	0,9	4,6	-1,3	-1,0
Hamilton Mountain	6,4	1,0	4,3	-0,7	-5,0	-4,7	-0,4	-0,9
Saint-Boniface	-2,3	-2,0	2,8	1,7	3,5	1,2	0,3	0,0
Prince Albert	-0,4	-4,2	-2,4	-0,8	-0,7	-3,3	-1,9	-0,9
Calgary-Centre	1,3	5,3	6,9	0,4	3,0	1,9	1,8	-0,4
Yellowknife	-0,4	-6,3	-11,3	-6,8	-8,7	-1,2	3,6	0,7
Surrey	-0,6	0,6	-0,6	-1,4	-2,3	-1,1	1,2	-0,1
Kelowna	1,4	0,6	0,8	2,6	2,6	-1,7	0,0	1,5

Source : Base de données sur l'assurance-emploi de DRHC.

Le tableau 2C montre les taux de déplacement des résidents de longue date vers d'autres collectivités. On appelle « résident de longue date » une personne dont tous les RE précédents, pouvant aller jusqu'à quatre, ont été produits dans une collectivité donnée. Pour obtenir les pourcentages indiqués dans le tableau 2C, on a divisé le nombre de personnes comptant quatre RE qui ont quitté la collectivité par le nombre total de RE produits dans cette collectivité. L'examen de ce tableau permet d'observer une certaine instabilité entre les collectivités, mais on ne dénote aucune variation importante dans le temps. Les départs des collectivités semblent beaucoup moins élevés dans la région des Maritimes que dans le reste du Canada.

Tableau 2C								
Taux de déplacement des résidents de longue date vers d'autres collectivités, d'après les RE (en pourcentage)								
	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002
Clareville	8,9	10,6	10,6	9,2	8,9	8,9	6,1	6,3
Î.-P.-É.	5,2	4,9	5,0	4,0	3,8	3,4	3,2	2,5
Truro	12,8	13,4	13,8	12,6	13,2	12,2	12,1	8,8
Miramichi	13,0	11,3	12,8	13,4	12,6	12,0	9,1	8,0
Repentigny	9,7	10,0	10,0	11,4	11,4	11,4	10,2	7,9
Montréal-Est	21,5	20,7	22,1	23,8	25,2	24,7	22,1	16,5
Toronto-Centre	30,3	32,0	33,4	29,9	29,5	27,6	24,4	17,3
Hamilton Mountain	24,6	25,4	26,6	27,3	30,6	26,7	24,1	16,8
Saint-Boniface	24,9	24,8	26,4	26,3	25,5	24,8	22,0	15,6
Prince Albert	11,5	12,1	11,4	10,4	10,5	9,1	7,8	5,6
Calgary-Centre	18,1	18,7	19,9	19,1	19,3	19,8	17,6	12,7
Yellowknife	13,4	15,0	16,2	13,2	14,2	12,7	13,5	10,1
Surrey	23,7	23,4	23,8	23,8	23,2	22,2	19,6	13,9
Kelowna	12,9	12,8	13,4	13,3	12,8	11,9	11,1	7,4

Source : Base de données sur l'assurance-emploi de DRHC.

Le tableau 2D illustre un autre genre de situation. Il fournit des données sur l'arrivée de personnes qui n'ont jamais travaillé dans la collectivité. Ici, on observe des variations importantes entre les pourcentages de personnes qui n'ont pas travaillé dans la collectivité avant l'obtention de leurs quatre derniers RE. Dans Toronto-Centre, jusqu'à 53,9 % des RE ont été produits pour des travailleurs qui n'ont pas obtenu leurs quatre derniers RE dans cette collectivité. Les pourcentages sont beaucoup moins élevés dans les Maritimes.

À l'échelle communautaire, il existe un stéréotype très répandu en matière d'adaptation, selon lequel les gens quittent une collectivité après avoir subi un choc négatif et emménagent dans une collectivité à la suite d'un choc positif. Les tableaux 2C et 2D semblent indiquer que, dans les collectivités, l'adaptation aux perturbations économiques correspond davantage au déplacement des personnes qui ont choisi d'emménager dans une collectivité. On observe en effet des écarts beaucoup plus importants entre les taux d'arrivée, ce qui indique que l'adaptation est fonction de l'emménagement dans une nouvelle collectivité.

Tableau 2D
Arrivée de non-résidents de longue date provenant d'autres collectivités,
d'après les RE (en pourcentage)

	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002
Clareville	26,8	20,7	27,4	23,1	21,8	23,5	20,8	17,1
Î.-P.-É.	11,8	9,4	9,7	9,5	9,7	9,2	8,4	7,4
Truro	28,7	31,7	30,0	28,8	30,3	29,8	28,2	18,3
Miramichi	30,1	30,0	30,7	30,8	29,6	29,3	20,0	23,5
Repentigny	21,9	25,0	26,1	27,9	26,7	25,4	24,4	18,8
Montréal-Est	41,8	39,7	40,3	43,5	45,0	44,3	42,1	31,9
Toronto-Centre	48,7	46,0	53,9	51,7	48,8	49,9	35,3	25,3
Hamilton Mountain	45,3	43,1	48,9	46,1	45,1	41,6	39,2	27,1
Saint-Boniface	40,0	44,3	48,6	47,8	48,8	44,9	40,3	29,0
Prince Albert	27,6	27,0	27,0	27,4	26,9	21,7	20,4	14,6
Calgary-Centre	37,8	43,6	45,8	39,3	42,6	41,5	37,1	25,9
Yellowknife	31,3	32,8	30,4	29,6	30,8	36,0	36,3	25,6
Surrey	41,6	44,3	44,0	42,5	42,1	41,0	37,6	25,8
Kelowna	30,3	31,7	33,0	33,6	32,6	27,6	26,9	19,9

Source : Base de données sur l'assurance-emploi de DRHC.

Le tableau 2E montre la proportion de travailleurs de longue date provenant d'autres collectivités, qui se sont installés dans une collectivité donnée pour exercer un emploi, puis en sont repartis. Dans Toronto-Centre, environ un cinquième des emplois étaient occupés par des personnes qui ne résidaient pas dans cette collectivité auparavant, mais qui s'y sont installés pour exercer un emploi et en sont repartis par la suite. À l'exception de l'Î.-P.-É., on dénote une stabilité remarquable dans le temps et entre les collectivités. Il semble en effet que, chaque année, près de 20 % des RE concernent des personnes qui ont résidé dans une collectivité pendant peu de temps puis l'ont quittée.

Le tableau 2F montre la proportion de résidents de longue date qui ont quitté leur collectivité pour occuper un seul emploi avant d'y revenir. D'après le tableau, ce phénomène ne semble pas avoir d'incidence importante sur les collectivités, étant donné qu'aucune d'elle ne dépasse la barre de cinq pour cent pour cet indicateur. On peut donc en conclure que les résidents de longue date qui ont quitté leur collectivité y sont rarement revenus.

Tableau 2E								
Non-résidents de longue date qui arrivent dans une collectivité puis en repartent, d'après les RE (en pourcentage)								
	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002
Clareville	17,9	27,0	31,5	21,0	20,5	20,8	16,8	13,9
Î.-P.-É.	7,4	8,2	10,7	8,7	8,4	9,0	9,5	6,9
Truro	18,8	22,0	21,4	20,5	22,1	20,6	17,4	12,7
Miramichi	21,4	21,3	25,8	26,1	25,0	26,1	21,0	16,4
Repentigny	20,0	18,6	18,0	19,0	17,9	18,0	15,8	12,3
Montréal-Est	19,7	20,2	21,1	23,0	22,3	21,5	20,1	14,1
Toronto-Centre	19,4	19,7	22,3	22,0	20,6	20,5	14,0	9,8
Hamilton Mountain	19,4	19,9	21,6	22,0	21,6	20,4	17,6	12,7
Saint-Boniface	20,8	24,7	22,9	23,0	22,9	21,2	19,4	14,4
Prince Albert	20,3	22,6	21,6	21,7	20,4	18,5	17,0	11,5
Calgary-Centre	21,4	22,4	21,9	22,1	22,8	21,9	19,4	14,9
Yellowknife	22,3	26,4	28,0	26,3	27,8	27,3	22,3	17,1
Surrey	22,3	23,3	23,2	22,9	23,0	21,7	18,7	13,3
Kelowna	20,3	21,7	23,2	21,1	20,5	19,9	18,0	12,4

Source : Base de données sur l'assurance-emploi de DRHC.

Tableau 2F								
Taux de retour dans la collectivité des résidents de longue date ayant occupé un emploi à l'extérieur, d'après les RE (en pourcentage)								
	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002
Clareville	2,7	2,4	3,9	3,5	2,7	3,5	3,1	2,3
Î.-P.-É.	2,2	2,1	2,5	2,6	2,5	2,5	3,0	2,1
Truro	3,6	3,3	3,2	3,5	2,9	4,4	2,8	1,7
Miramichi	3,5	3,0	3,1	3,3	2,8	3,2	2,9	2,1
Repentigny	3,5	3,9	3,5	3,5	3,3	3,3	3,0	2,1
Montréal-Est	1,9	1,7	1,9	1,7	1,8	1,6	1,4	1,0
Toronto-Centre	2,7	1,9	2,3	2,1	1,8	1,8	1,0	0,7
Hamilton Mountain	2,7	2,3	2,7	2,3	2,5	2,4	2,5	1,4
Saint-Boniface	2,3	2,5	2,5	2,5	2,5	1,8	1,7	1,2
Prince Albert	3,7	4,0	3,9	4,6	3,7	3,4	2,8	2,1
Calgary-Centre	3,1	2,9	2,7	2,4	2,5	2,0	1,8	1,4
Yellowknife	3,2	3,2	3,5	3,9	3,1	3,1	3,1	1,9
Surrey	2,7	2,5	2,5	2,7	2,4	2,2	1,9	1,2
Kelowna	2,9	3,0	3,6	2,9	2,7	2,6	2,6	1,8

Source: Base de données sur l'assurance-emploi de DRHC.

1.4.2 Mobilité pendant une période de prestations d'assurance-emploi

La section précédente portait sur la mobilité entre les emplois. La présente section donne un aperçu à plus court terme de l'adaptation des collectivités grâce à l'examen de la mobilité des prestataires pendant les périodes de prestations d'assurance-emploi. Il est possible d'étudier ce phénomène en utilisant la base de données sur l'assurance-emploi, dans laquelle sont enregistrés les codes postaux des prestataires la troisième semaine de chaque mois pour lequel ils demandent des prestations. On a choisi la troisième semaine afin d'obtenir des données compatibles avec celles de l'Enquête sur la population active. Les données présentées dans cette section sont exprimées en pourcentage, le nombre total des prestataires constituant le dénominateur.

Tableau 3A								
Prestataires ayant quitté une collectivité pendant une période de prestations, d'après les codes postaux des prestataires (en pourcentage)								
	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002
Clareville	4,2	4,2	3,2	2,8	2,7	2,3	2,5	1,7
Î.-P.-É.	1,8	2,0	1,9	1,6	1,5	1,5	1,4	1,0
Truro	2,7	3,1	3,5	2,9	2,5	2,3	2,5	1,9
Miramichi	3,1	7,3	11,2	11,2	14,1	3,6	3,2	1,9
Repentigny	5,1	2,7	2,6	2,3	2,3	2,2	2,4	1,7
Montréal-Est	9,9	10,0	8,6	7,6	7,2	6,8	8,3	5,5
Toronto-Centre	6,6	7,4	6,2	5,8	4,6	4,2	7,3	6,0
Hamilton Mountain	2,7	2,5	2,2	1,9	1,7	1,8	2,3	1,9
Saint-Boniface	4,8	4,5	4,4	3,8	3,6	3,2	4,5	2,7
Prince Albert	3,8	3,9	3,8	3,9	3,2	3,4	3,4	2,3
Calgary-Centre	9,0	8,2	7,8	7,7	8,2	6,6	8,8	7,0
Yellowknife	8,2	9,3	9,7	8,3	6,9	7,3	6,5	6,5
Surrey	4,0	3,7	3,8	3,4	2,9	2,6	3,1	2,3
Kelowna	6,4	6,4	6,0	5,3	4,8	5,6	5,5	3,3

Source : Base de données sur l'assurance-emploi de DRHC.

Le tableau 3A fournit des estimations du nombre de personnes qui ont déclaré avoir résidé pendant au moins un mois dans une collectivité autre que celle dans laquelle ils se trouvaient au début de leur période de prestations. Comme on peut le voir dans le tableau, certaines collectivités affichent un taux de mobilité élevé. À Montréal, notamment, le taux de mobilité a atteint 10 % en 1996. Toutefois, certaines collectivités de l'Atlantique affichent un taux beaucoup plus bas; à l'Î.-P.-É., le taux n'a jamais dépassé 2 %. Miramichi a connu une hausse considérable dans les trois années qui ont suivi la réforme de l'assurance-emploi de 1996. En règle générale, cependant, la réforme n'a entraîné aucun changement perceptible.

Le tableau 3B indique la proportion de prestataires qui ont commencé à toucher des prestations dans une collectivité donnée et qui se sont installés dans une autre collectivité pendant la période de prestations. On pourrait interpréter ce tableau comme une indication du rôle joué par les collectivités dans l'adaptation des autres collectivités. L'examen du tableau permet en effet de constater que certaines grandes villes, comme Montréal, Toronto et Calgary, semblent jouer un rôle considérable en accueillant des prestataires qui ont quitté d'autres collectivités. À l'opposé, il est relativement rare qu'une personne se soit installée dans l'une des collectivités de l'Atlantique pendant une période de prestations.

Tableau 3B								
Prestataires ayant emménagé dans une collectivité pendant une période de prestations, d'après les codes postaux des prestataires (en pourcentage)								
	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002
Clareville	2,3	2,4	2,3	2,5	1,7	1,4	1,6	1,0
Î.-P.-É.	1,6	1,5	1,5	1,5	1,6	1,5	1,6	1,5
Truro	3,4	3,5	3,6	2,8	2,2	2,7	2,6	2,0
Miramichi	2,3	2,7	3,4	3,1	2,0	2,3	2,8	1,5
Repentigny	3,3	3,6	3,5	3,0	2,7	2,8	3,7	2,5
Montréal-Est	9,7	10,6	9,3	9,6	8,6	7,5	8,9	4,8
Toronto-Centre	6,4	6,1	5,2	4,1	4,0	3,5	5,2	4,5
Hamilton Mountain	3,5	3,4	3,2	2,8	2,6	2,7	3,5	2,7
Saint-Boniface	5,0	5,0	4,5	4,0	3,7	3,4	5,0	3,8
Prince Albert	3,8	3,2	3,9	3,8	3,1	2,2	2,7	2,0
Calgary-Centre	10,7	10,5	10,3	9,2	8,2	7,1	8,5	6,3
Yellowknife	12,4	10,7	9,0	9,8	7,5	5,9	8,8	6,4
Surrey	4,8	4,8	4,4	3,6	2,8	2,8	3,7	2,9
Kelowna	6,6	5,7	5,9	5,8	5,0	3,8	5,2	4,0

Source : Base de données sur l'assurance-emploi de DRHC.

Les tableaux 3C et 3D montrent que, dans la plupart des cas, ces déplacements n'étaient pas permanents. Par exemple, le tableau 3B montre que, en 1996, 10,6 % des prestataires de Montréal ont emménagé dans cette collectivité tandis qu'ils touchaient des prestations. Cependant, selon le tableau 3D, 1,1 % de ces personnes ont quitté la collectivité pendant la période de prestations. Les prestataires qui ont quitté puis réintégré une collectivité pendant une période de prestations sont un peu moins nombreux, comme le révèle le tableau 3C.

Tableau 3C								
Prestataires ayant quitté puis réintégré une collectivité pendant une période de prestations, d'après les codes postaux des prestataires (en pourcentage)								
	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002
Clareville	0,5	0,5	0,5	0,5	0,4	0,3	0,5	0,2
Î.-P.-É.	0,2	0,3	0,3	0,2	0,2	0,2	0,2	0,1
Truro	0,3	0,2	0,3	0,2	0,2	0,2	0,2	0,1
Miramichi	0,4	0,3	0,3	0,5	0,2	0,3	0,5	0,1
Repentigny	0,1	0,1	0,2	0,1	0,1	0,2	0,2	0,1
Montréal-Est	0,4	0,4	0,3	0,2	0,2	0,3	1,0	0,2
Toronto-Centre	0,2	0,3	0,1	0,1	0,1	0,2	0,5	0,1
Hamilton Mountain	0,1	0,1	0,1	0,1	0,1	0,2	0,2	0,1
Saint-Boniface	0,2	0,2	0,1	0,1	0,1	0,1	0,3	0,1
Prince Albert	0,4	0,5	0,6	0,5	0,4	0,3	0,4	0,1
Calgary-Centre	0,3	0,2	0,2	0,3	0,2	0,2	0,7	0,2
Yellowknife	1,2	0,9	1,1	0,6	1,0	0,2	0,6	0,3
Surrey	0,2	0,2	0,2	0,1	0,1	0,2	0,3	0,1
Kelowna	0,4	0,3	0,3	0,3	0,3	0,4	0,4	0,1

Source : Base de données sur l'assurance-emploi de DRHC.

Tableau 3D								
Prestataires ayant emménagé dans une collectivité et l'ayant quittée, d'après les codes postaux des prestataires (en pourcentage)								
	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002
Clareville	0,4	0,5	0,5	0,3	0,4	0,2	0,3	0,1
Î.-P.-É.	0,4	0,5	0,4	0,5	0,5	0,6	0,7	0,1
Truro	0,8	0,6	0,6	0,5	0,4	0,4	0,3	0,2
Miramichi	0,3	0,5	0,4	0,5	0,2	0,2	0,5	0,1
Repentigny	0,4	0,3	0,3	0,3	0,2	0,3	0,4	0,2
Montréal-Est	1,1	1,1	1,1	1,0	0,8	0,8	1,3	0,4
Toronto-Centre	0,8	0,7	0,5	0,3	0,2	0,3	0,8	0,2
Hamilton Mountain	0,3	0,2	0,1	0,3	0,3	0,2	0,1	0,1
Saint-Boniface	0,7	0,6	0,4	0,5	0,3	0,5	0,6	0,6
Prince Albert	0,6	0,4	0,4	0,4	0,4	0,2	0,4	0,1
Calgary-Centre	1,2	1,3	1,4	1,2	0,8	0,7	1,2	0,6
Yellowknife	2,0	1,5	1,7	1,3	0,7	0,7	1,3	0,9
Surrey	0,6	0,6	0,5	0,4	0,2	0,2	0,5	0,3
Kelowna	0,9	0,8	0,7	0,6	0,4	0,5	1,1	0,4

Source : Base de données sur l'assurance-emploi de DRHC.

1.4.3 Mobilité entre les périodes de prestations

On observe également une certaine mobilité entre les périodes de prestations. Le tableau 4A indique la proportion de prestataires qui ont présenté une demande de prestations dans une collectivité, puis en ont présenté une autre à l'extérieur de cette collectivité. Comme on peut le constater, il ne s'agit pas d'un phénomène exceptionnel. À Calgary, entre 1995 et 2000, plus du quart des personnes ayant eu recours plus d'une fois à l'assurance-emploi résidaient dans une autre collectivité lorsqu'ils ont trouvé un nouvel emploi. En règle générale, les départs ont été moins nombreux dans les collectivités de l'Atlantique, bien qu'un nombre assez important de personnes ayant eu recours plus d'une fois à l'assurance-emploi semblent avoir quitté Miramichi entre 1997 et 2000.

Tableau 4A								
Prestataires ayant quitté une collectivité entre deux périodes de prestations, d'après les codes postaux des prestataires (en pourcentage)								
	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002
Clareville	12,5	11,1	12,5	7,6	6,2	6,7	5,9	4,6
Î.-P.-É.	6,2	6,1	6,7	5,9	5,4	4,8	4,0	4,3
Truro	12,0	11,8	14,3	13,0	12,3	11,3	8,9	5,4
Miramichi	8,3	16,1	21,9	41,8	29,5	29,4	8,5	6,2
Repentigny	16,7	17,9	15,4	14,4	12,3	11,2	8,9	8,3
Montréal-Est	29,0	32,0	33,8	34,1	30,1	27,9	19,1	15,1
Toronto-Centre	25,8	26,9	33,3	33,8	29,5	24,9	13,4	9,4
Hamilton Mountain	15,4	15,9	19,3	18,9	17,1	12,9	9,0	7,7
Saint-Boniface	23,3	24,4	28,1	22,5	20,9	19,1	13,6	10,5
Prince Albert	14,3	16,9	18,4	14,1	14,5	11,8	10,6	7,9
Calgary-Centre	34,0	40,0	45,0	37,7	32,3	31,5	21,0	13,7
Yellowknife	29,3	33,3	39,7	29,3	29,8	27,8	30,3	12,6
Surrey	18,8	20,0	20,8	18,3	16,7	15,5	9,7	7,4
Kelowna	24,0	26,3	28,5	23,4	21,5	17,2	13,8	12,0

Source : Base de données sur l'assurance-emploi de DRHC.

Le tableau suivant affiche des données relatives aux personnes qui ont emménagé dans une collectivité. À l'examen du tableau, on constate une correspondance approximative entre l'importance des départs et celle des arrivées. Les collectivités des Maritimes, qui accusent des taux de départ moins élevés que les autres, ont également enregistré des taux d'arrivée relativement bas. Les collectivités qui affichent des taux élevés de départ, comme Montréal-Est ou Calgary-Centre, ont aussi accueilli un grand nombre de nouveaux arrivants. Dans les collectivités où le taux de déplacement est très élevé (à Calgary-Centre, le pourcentage a atteint 42,8 % en 1997), il est évident que la mobilité a joué un rôle crucial dans le processus d'adaptation.

Tableau 4B
Prestataires ayant emménagé dans une collectivité entre deux périodes de prestations,
d'après les codes postaux des prestataires (en pourcentage)

	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002
Clareville	7,4	7,5	10,2	7,5	5,7	5,6	4,9	3,5
Î.-P.-É.	6,0	6,3	6,9	6,3	6,1	5,5	4,5	2,9
Truro	12,6	12,3	14,4	12,7	14,0	11,8	9,7	5,5
Miramichi	6,3	6,8	10,6	9,6	9,6	10,9	6,9	4,6
Repentigny	11,4	12,9	15,7	15,9	14,6	13,3	10,8	7,3
Montréal-Est	24,4	27,1	31,7	32,7	30,1	28,5	18,9	11,7
Toronto-Centre	22,8	23,5	27,0	26,1	22,2	20,0	10,3	6,9
Hamilton Mountain	17,6	19,0	22,1	20,9	20,3	16,7	11,0	7,5
Saint-Boniface	19,7	21,9	25,3	23,7	22,8	19,3	13,0	7,7
Prince Albert	14,5	15,7	18,6	14,9	13,2	12,3	10,8	6,9
Calgary-Centre	28,9	33,3	42,8	35,9	29,9	29,6	20,0	10,4
Yellowknife	28,3	31,9	30,7	24,6	24,2	22,2	23,4	12,2
Surrey	20,6	22,1	23,2	19,2	17,5	16,4	10,4	6,1
Kelowna	21,8	23,8	26,8	23,9	22,0	16,8	14,5	9,0

Source : Base de données sur l'assurance-emploi de DRHC.

Tableau 4C
Prestataires ayant quitté puis réintégré une collectivité entre deux périodes
de prestations, d'après les codes postaux des prestataires (en pourcentage)

	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002
Clareville	2,6	2,6	4,3	2,5	1,8	1,7	1,6	1,3
Î.-P.-É.	1,8	1,9	2,0	1,9	1,8	1,8	1,4	1,0
Truro	2,6	1,7	2,7	2,1	2,8	2,6	2,3	1,2
Miramichi	1,7	1,3	1,8	2,3	2,1	2,9	1,6	1,4
Repentigny	2,1	2,0	2,7	3,1	2,5	2,3	1,9	1,4
Montréal-Est	2,2	2,3	2,6	2,7	2,3	2,0	1,1	1,1
Toronto-Centre	1,0	1,2	1,5	1,7	1,4	1,5	0,8	0,5
Hamilton	2,2	2,4	2,5	2,6	2,1	2,5	1,7	1,2
Saint-Boniface	2,1	2,4	2,8	3,6	2,7	2,3	1,7	1,2
Prince Albert	2,1	2,4	3,4	2,8	2,2	2,4	2,2	1,5
Calgary-Centre	1,9	2,0	2,3	2,0	1,8	1,9	1,3	0,7
Yellowknife	2,7	2,8	3,5	3,1	3,4	2,7	3,2	1,4
Surrey	2,6	2,8	2,9	2,8	2,4	2,5	1,6	1,0
Kelowna	2,6	2,7	3,1	3,0	2,7	2,2	1,8	1,4

Source : Base de données sur l'assurance-emploi de DRHC.

Compte tenu des taux élevés de départ, on peut se demander combien de prestataires ont réintégré leur collectivité d'origine. En fait, d'après le tableau 4C, peu d'entre eux y sont retournés. Les pourcentages sont assez uniformes entre les collectivités. Cela signifie que le taux de retour est beaucoup plus bas dans les collectivités qui affichent des taux de déplacement élevés, comme Calgary-Centre. Dans certaines collectivités des Maritimes, on constate qu'environ le quart des personnes qui ont quitté leur collectivité ont fini par y revenir. Par exemple, d'après le tableau 4A, 11,1 % des prestataires de Clarendville ont quitté leur collectivité en 1996. Or, le tableau 4C indique que 2,6 % d'entre eux sont ensuite revenus.

À l'examen du tableau 4D, on remarque que, lorsqu'un prestataire déménage, il ne s'installe pas toujours à long terme dans sa nouvelle collectivité. Le tableau montre que, dans certaines collectivités, une proportion considérable de prestataires qui ont quitté la collectivité venaient tout juste d'y emménager. Par exemple, en comparant les tableaux 4B et 4D, on constate qu'entre le tiers et la moitié des prestataires qui ont quitté Montréal-Est venaient à peine de s'y installer.

Tableau 4D								
Prestataires ayant emménagé dans une collectivité puis l'ayant quittée entre deux périodes de prestations, d'après les codes postaux des prestataires (en pourcentage)								
	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002
Clarendville	6,9	7,0	8,6	5,0	4,1	4,6	4,3	3,5
Î.-P.-É.	3,7	3,4	4,2	3,9	3,4	3,2	2,8	3,3
Truro	5,2	5,5	7,5	6,9	6,7	6,5	5,3	3,3
Miramichi	4,1	11,1	15,2	34,2	22,6	23,4	5,2	4,0
Repentigny	9,0	9,6	8,0	8,1	7,1	6,6	5,4	5,4
Montréal-Est	9,7	11,6	12,6	14,2	12,9	11,8	8,1	6,8
Toronto-Centre	4,7	5,8	7,8	8,9	8,6	7,3	4,3	3,0
Hamilton Mountain	5,3	5,5	7,6	8,6	8,4	6,2	4,2	3,9
Saint-Boniface	6,9	8,3	9,7	8,8	8,8	8,1	6,2	5,8
Prince Albert	5,7	7,2	8,6	6,5	7,7	6,3	6,1	5,1
Calgary-Centre	7,9	10,4	13,7	12,3	10,8	10,6	7,9	5,0
Yellowknife	7,7	10,8	14,0	12,1	13,5	14,2	17,2	6,7
Surrey	6,1	7,3	8,3	8,3	8,1	7,9	5,2	4,2
Kelowna	10,2	11,5	13,0	11,6	10,7	9,1	7,5	6,8

Source : Base de données sur l'assurance-emploi de DRHC.

1.5 Conclusions

Le présent document avait pour objet l'examen de la mobilité à l'échelle communautaire, d'après trois perspectives différentes : entre deux emplois, pendant une période de prestations et entre deux périodes de prestations. L'examen a révélé que les déplacements ont été fort nombreux. En fait, le taux de mobilité semble suffisamment élevé pour avoir permis de contrer les fluctuations économiques dans chacune des collectivités.

En règle générale, les régions métropolitaines très peuplées affichent les taux de mobilité les plus élevés. Dans la plupart des cas, les régions qui présentent les plus hauts taux d'arrivée accusent également les taux de départ les plus élevés.

Peu de données indiquent que le taux de mobilité a changé pendant la période de réforme de l'assurance-emploi. Seule la collectivité de Miramichi a enregistré des changements en rapport avec chacun des trois indicateurs. On pourrait donc en déduire que les collectivités ont réussi à s'adapter à la réforme de l'assurance-emploi.

2. Dans quelle mesure le chômage entraîne-t-il une réduction des dépenses des ménages?

2.1 Sommaire

Il est difficile d'évaluer les difficultés que rencontre une personne pendant une période de chômage. À ce chapitre, l'indicateur le plus utile est peut-être le niveau de dépenses de consommation que le ménage est capable de maintenir. Ainsi, le présent rapport de contrôle porte sur :

- les personnes qui étaient les plus susceptibles de réduire leurs dépenses de consommation au sein du ménage un an après la perte d'un emploi;
- la mesure dans laquelle la réforme de l'assurance-emploi a contribué à freiner la diminution des dépenses de consommation.

Données et méthode

L'Enquête canadienne par panel sur l'interruption d'emploi (ECPIE) fournit des renseignements importants sur les habitudes de consommation des ménages des prestataires visés par l'enquête, un an après leur cessation d'emploi. Dans le présent document, le terme « consommation » désigne le montant total des dépenses d'un ménage au moment de la première entrevue. Pour les besoins de l'analyse, on a mis les données en tableaux afin de déterminer les personnes les plus susceptibles d'avoir réduit leur consommation, l'importance de ces changements, de même que les changements observés dans les habitudes de consommation pendant les périodes qui ont précédé et suivi la réforme de l'assurance-emploi. On a ensuite vérifié les résultats initiaux au moyen d'une analyse de régression à variables multiples pour en établir la signification statistique.

Principales constatations

Seule une faible proportion, soit environ 12 %, des personnes qui ont perdu leur emploi ont connu une baisse de leurs dépenses de consommation au sein du ménage un an après la cessation d'emploi. Chez ce groupe, la baisse correspondait en moyenne à 24 % du revenu mensuel du ménage.

L'analyse des personnes les plus susceptibles d'avoir connu une baisse statistiquement significative de leurs dépenses de consommation à la suite d'une cessation d'emploi, a permis de dégager les constatations suivantes :

- Les jeunes (âgés de 15 à 24 ans) et les personnes dans la force de l'âge (25 à 54 ans) étaient plus susceptibles de diminuer leur consommation que les travailleurs plus âgés (55 ans et plus).
- Les habitudes de consommation différaient considérablement d'un type de famille à un autre, les chefs de famille monoparentale vivant seuls accusant la baisse la plus importante.
- Les personnes en chômage depuis plus de 52 semaines étaient beaucoup plus susceptibles de connaître une baisse de leurs dépenses de consommation.
- Les travailleurs à temps partiel étaient moins susceptibles de réduire leur consommation que les travailleurs à temps plein.
- Les travailleurs saisonniers étaient moins susceptibles de réduire leur consommation que les travailleurs non saisonniers.
- Les résidents des provinces de l'Atlantique étaient beaucoup moins susceptibles de réduire leur niveau de consommation, tandis que ceux de la Colombie-Britannique étaient légèrement plus susceptibles de le faire.
- Dans l'ensemble, la probabilité d'un déclin de la consommation pendant le second trimestre de 2002 est demeuré semblable à celle du second trimestre de 2001.

2.2 Introduction

La réforme de l'assurance-emploi prévoyait un certain nombre de changements susceptibles d'avoir diverses répercussions sur le revenu et le niveau de prestations des ménages. Ces changements comprenaient :

- la réduction de la période maximale de prestations, qui est passée de 50 à 45 semaines (une mesure qui pouvait, par exemple, avoir une incidence sur les prestataires des régions à taux de chômage élevé);
- le remplacement d'un régime fondé sur le nombre de semaines par un régime fondé sur le nombre d'heures (qui pouvait accroître, par exemple, la période d'admissibilité à l'assurance-emploi chez les prestataires travaillant plus de 35 heures par semaine);
- la réduction du maximum de la rémunération assurable (qui a eu pour effet de réduire les prestations hebdomadaires maximales, lesquelles sont passées de 465 \$ à 413 \$);
- l'application de la règle du dénominateur minimal (qui a établi un rapport plus direct entre les prestations et la rémunération sur une période fixe);

- le remplacement du taux majoré à 60 % pour personnes à charge par le supplément au revenu familial.

Comme la réforme de l'assurance-emploi a eu des répercussions nombreuses et variées sur la population active, il était utile d'examiner les indicateurs généraux du bien-être des particuliers en période de chômage. Le niveau de consommation, ou de dépenses de consommation, que les particuliers et leur ménage ont pu maintenir un an après la perte d'un emploi constituait un indicateur plausible.

L'Enquête canadienne par panel sur l'interruption d'emploi (ECPIE) contient des renseignements sur le niveau de dépenses de consommation des ménages un an après la perte d'un emploi. L'analyse visait surtout à :

- déterminer quelles étaient les personnes les plus susceptibles de connaître une baisse de leurs dépenses de consommation un an après la perte d'un emploi;
- examiner les habitudes de consommation pendant les périodes qui ont précédé et suivi la réforme de l'assurance-emploi.

2.3 Données et méthode

La méthode de base consistait à comparer les habitudes de consommation avant et après la réforme de l'assurance-emploi. L'Enquête canadienne par panel sur l'interruption d'emploi (ECPIE) a été menée auprès de quelque 4 000 personnes au cours de trimestres déterminés. Ces personnes, enregistrées dans le fichier administratif des relevés d'emploi (RE) de DRHC, avaient perdu leur emploi selon les données de ce même fichier. Chaque participant à l'enquête a été interrogé deux fois après la cessation d'emploi. La première entrevue a eu lieu un an après la cessation d'emploi, et la seconde, dix mois après la première.

La première série d'entrevues de l'ECPIE (cohorte 1) a pris fin en juillet 1996. Elle a permis de recueillir des renseignements au sujet de personnes ayant connu une cessation d'emploi un an auparavant (c.-à-d. au cours du troisième trimestre de 1995). La présente analyse se fonde sur 16 cohortes :

- quatre cohortes regroupant des personnes ayant connu une cessation d'emploi au cours des quatre trimestres qui ont précédé la mise en œuvre de l'assurance-emploi (c.-à-d. du T3 de 1995 au T2 de 1996);
- quatre cohortes regroupant des personnes ayant connu une cessation d'emploi après la réforme de l'assurance-emploi (c.-à-d. du T1 de 1997 au T4 de 1997);
- quatre cohortes regroupant des personnes ayant connu une cessation d'emploi quatre ans après la réforme de l'assurance-emploi (c.-à-d. du T3 de 2000 au T2 de 2001);
- quatre cohortes regroupant des personnes ayant connu une cessation d'emploi cinq ans après la réforme de l'assurance-emploi (c.-à-d. du T3 de 2001 au T2 de 2002).

Pour les besoins de la présente étude, on a comparé la période qui a précédé la réforme de l'assurance-emploi (du troisième trimestre de 1995 au deuxième trimestre de 1996) à la période qui a suivi cette réforme (du premier au quatrième trimestre de 1997), afin de déterminer les changements qui y sont associés. L'examen des quatre trimestres antérieurs et postérieurs à la réforme a permis de tenir compte des changements qui pouvaient être attribuables aux fluctuations saisonnières. Aucune analyse n'a été effectuée au cours de la première phase de la réforme de l'assurance-emploi (troisième et quatrième trimestres de 1996), du fait que la mise en œuvre de la réforme n'était pas achevée et que les résultats de cette analyse n'auraient pas été concluants. Les données recueillies au sujet des cohortes des deux derniers trimestres de 2000, des quatre trimestres de 2001 et des deux premiers trimestres de 2002 ont également permis d'effectuer un examen sommaire des changements survenus en 2000-2001 et en 2001-2002.

L'ECPIE vise à recueillir des renseignements importants sur les données démographiques de base relatives aux particuliers et à leur ménage, leurs recherches d'emploi et leurs résultats à ce chapitre, leurs actifs et leurs dettes, leurs dépenses, de même que leur recours à l'assurance-emploi et à l'aide sociale².

L'ECPIE comporte des questions approfondies sur les habitudes de consommation des ménages un an après la cessation d'emploi. Trois de ces questions étaient particulièrement pertinentes dans le cadre de la présente analyse de l'incidence du chômage et de la réforme de l'assurance-emploi sur la consommation :

- La première question a permis de suivre l'évolution des changements au niveau de la consommation du ménage (augmentation, diminution ou aucun changement) depuis la date à laquelle la personne a perdu son emploi et a été inscrite dans l'ECPIE.
- La seconde question a permis d'établir de façon approximative la différence entre les dépenses mensuelles de consommation du ménage par rapport aux dépenses antérieures.
- La dernière question était la suivante : « Au cours des quatre dernières semaines, quel a été le revenu total, avant les déductions, de tous les membres du ménage? » Cette information a permis de déterminer l'ampleur du changement dans les dépenses de consommation en tant que pourcentage du revenu mensuel du ménage.

Il est important de souligner que ces questions se rapportent au mois de l'enquête qui a été menée environ un an après la perte de l'emploi.

L'analyse présentée dans ce rapport de contrôle se fonde sur les données de l'ECPIE pour la période antérieure à la réforme de l'assurance-emploi (c.-à-d. du T3 de 1995 au T2 de 1996) et la période qui a suivi (c.-à-d. du T1 au T4 de 1997). Les données ont préalablement été disposées en tableaux afin de déterminer quelles personnes étaient les plus susceptibles de connaître une baisse de leurs dépenses de consommation. Les tableaux ont également servi à comparer l'importance moyenne de ces diminutions et à examiner l'incidence de la réforme de l'assurance-emploi.

² Pour en savoir davantage sur l'ECPIE, consultez le rapport intitulé « COEP as a Tool for Legislative Monitoring and Evaluation ».

Dans la dernière partie du rapport, on a utilisé des techniques de régression pour vérifier les résultats initiaux et pour examiner plus à fond les changements associés à la réforme de l'assurance-emploi.

2.4 Quelles sont les personnes les plus susceptibles de connaître une baisse de leurs dépenses de consommation : résultats des tableaux de données

Dans le présent document, le terme « consommation » désigne le montant total des dépenses du ménage du répondant pour le mois précédant la date de son entrevue. Bien que ces renseignements correspondent à un moment précis, ils permettent d'établir des comparaisons entre différents groupes démographiques. Dans la majorité des cas, les participants à l'ECPIE (prestataires d'assurance-emploi et non-prestataires) ont répondu aux questions portant sur la consommation en précisant que leur niveau de consommation n'avait pas changé, ou même qu'il était plus élevé. On peut se fier largement à ce résultat, du fait qu'on a tiré des conclusions semblables d'une version antérieure de l'ECPIE³, dans laquelle la question était formulée différemment. Browning (1998) juge que la réforme de l'assurance-chômage de 1994 n'a aucunement modifié le niveau médian des dépenses, laissant entendre que les particuliers ont vraisemblablement choisi de puiser dans leurs actifs ou se sont endettés davantage. De fait, il semble que les particuliers ont eu tendance à maintenir leurs habitudes en matière de dépenses aussi longtemps que la cessation d'emploi se révélait temporaire et qu'ils prévoyaient conserver le même revenu à long terme.

Cependant, en examinant les réponses aux questions portant sur la consommation, on constate qu'une minorité de personnes ont connu une baisse de leurs dépenses de consommation après avoir perdu leur emploi. Le tableau 1 donne un aperçu des caractéristiques de ces personnes et de leur ménage.

Comme le montre le tableau 1, environ 12 % des répondants à l'ECPIE ont réduit les dépenses de consommation au sein de leur ménage. Chez ce groupe, la réduction moyenne de la consommation mensuelle correspondait à environ 24 % du revenu mensuel du ménage au moment de la première entrevue. On a utilisé le revenu mensuel du ménage comme dénominateur afin d'établir des comparaisons entre les particuliers.

Bien souvent, les statistiques correspondant aux différentes caractéristiques sont assez uniformes. Le tableau 1 montre que le sexe n'a pas vraiment d'incidence sur les résultats. En outre, le type d'emploi perdu (p. ex., emploi à temps partiel ou à temps plein) ne semble pas avoir beaucoup influé sur la proportion de répondants qui ont réduit leurs dépenses de consommation, ni sur l'importance de la réduction moyenne.

³ La première Enquête canadienne par panel sur l'interruption d'emploi (ECPIE) a été menée en 1993 par Les Associés de recherche EKOS inc. Statistique Canada s'est chargé des versions de 1995 et de 1996 de l'ECPIE pour le compte de DRHC. Pour plus de détails, voir Martin Browning, « Revenu et niveau de vie au cours d'une période sans emploi », EDD, mai 1998, page 24.

Lorsqu'on examine les résultats selon le type de ménage, on remarque toutefois que les répondants qui n'avaient pas de conjoint sur le marché du travail (c'est-à-dire les répondants qui vivaient seuls ou avec un conjoint sans emploi) semblent plus susceptibles d'avoir connu une baisse de leurs dépenses de consommation que les répondants appartenant à d'autres types de ménage. Ces résultats viennent corroborer l'hypothèse selon laquelle un ménage comptant d'autres membres actifs sur le marché du travail dispose d'un plus grand nombre de ressources qui lui permettent de maintenir son niveau de consommation habituel. D'après un rapport d'évaluation (non publié) produit par DRHC, l'entrée du conjoint sur le marché du travail (à la suite d'une cessation d'emploi) a une incidence positive sur le revenu du ménage, en augmentant les ressources disponibles⁴.

Un examen de l'incidence du type de ménage sur la consommation a permis de dégager les constatations suivantes :

- Les personnes seules (avec ou sans enfants) étaient plus susceptibles de connaître une baisse de leurs dépenses de consommation que tous les autres types de ménage (17,1 % chez les chefs de famille monoparentale et 16,8 % chez les personnes célibataires). La réduction moyenne observée par rapport à la consommation en proportion du revenu total compte parmi les plus élevées, s'établissant à environ 30 % chez ces groupes (31,1 % chez les chefs de famille monoparentale et 27,8 % chez les personnes célibataires).
- 13,8 % des couples sans enfants dont l'un des conjoints était en chômage ont réduit leur niveau de consommation après la perte d'emploi. En moyenne, cette réduction correspondait à 29,2 % de la consommation mensuelle.
- Il faut souligner que, chez les particuliers (avec ou sans enfants) dont le conjoint travaillait, la diminution de la consommation est demeurée inférieure à 20 % du revenu du ménage. En outre, chez ces deux groupes, le pourcentage de personnes qui ont réduit leur niveau de consommation est l'un des moins élevés (environ 10 %).

En examinant l'incidence de la durée de la période de chômage, on peut également formuler deux observations utiles :

- Quelques-unes des personnes qui n'ont pas connu de période de chômage après avoir perdu leur emploi (notamment parce qu'elles ont trouvé immédiatement un autre emploi) ont quand même réduit leur niveau de consommation⁵. Ce groupe accuse une diminution moyenne correspondant à environ 20 % du revenu du ménage. Ces résultats montrent que les habitudes du ménage en matière de dépenses peuvent varier en raison des fluctuations normales qui surviennent d'une année à l'autre, ou parce que les membres du ménage craignent de ne pas conserver le même revenu à long terme. Même si cette question n'est pas approfondie davantage dans la présente analyse des

⁴ Voir N. Ahmad, W. Lo, T. Siedule et G. Wong, « Family Income Dynamics after a Job Separation », EDD, mai 2000, p. 18.

⁵ Le rapport d'évaluation de l'assurance-emploi « Job Quality of Displaced Workers » présente des résultats semblables. Ce rapport fait état d'une baisse de salaire entre l'ancien emploi occupé au moment de la production du RE et le nouvel emploi.

dépenses des ménages, le lecteur est invité à tenir compte de ces résultats lorsqu'il examinera les autres rangées du tableau.

- La proportion de personnes qui ont réduit leur niveau de consommation n'a pas connu une hausse marquée jusqu'à ce que ces personnes soient en chômage depuis plus de 52 semaines. Environ 21 % des répondants appartenant à ce dernier groupe ont réduit leurs dépenses de consommation. En moyenne, la baisse correspondait à environ 27 % du revenu du ménage.

En ce qui concerne les types d'emploi, les travailleurs saisonniers étaient moins susceptibles de connaître une baisse de leurs dépenses de consommation (8,4 %) que les travailleurs non saisonniers (12,2 %). Chez les travailleurs saisonniers qui ont réduit leurs dépenses, la baisse correspondait à 21,3 % du revenu du ménage, comparativement à 24 % chez les travailleurs non saisonniers.

Tableau 1		
Caractéristiques des ménages qui ont réduit leurs dépenses de consommation		
	% des ménages qui ont réduit leurs dépenses	Importance de la réduction moyenne (% du revenu du ménage)
Total	11,6	23,7
Sexe		
Femmes	11,9	24,6
Hommes	11,3	22,9
Âge		
Jeunes (15 à 24 ans)	10,7	27,5
Dans la force de l'âge (25 à 54 ans)	11,9	22,8
Âgés (55 ans et plus)	11,3	25,9
Type de ménage		
Personne seule sans enfants ¹	12,8	26,4
Vivant seule	16,8	27,8
Vivant avec d'autres	9,9	24,2
Personne seule avec des enfants ¹	13,6	30,1
Vivant seule	17,1	31,1
Vivant avec d'autres	8,3	23,0
Personne mariée ² sans enfants ¹		
dont le conjoint est sans emploi	13,8	29,2
Personne mariée ² sans enfants ¹		
dont le conjoint travaille	10,1	17,2
Personne mariée ² avec enfants ¹		
dont le conjoint est sans emploi	12,7	26,3
Personne mariée ² avec enfants ¹		
dont le conjoint travaille	9,1	17,7
Durée de la période de chômage (semaines consécutives)		
Aucune semaine	9,2	20,1
1 à 12 semaines	9,8	23,9
13 à 26 semaines	11,9	21,4
27 à 51 semaines	11,1	28,6
52 semaines et plus	20,8	26,7

Tableau 1 (suite)		
Caractéristiques des ménages qui ont réduit leurs dépenses de consommation		
	% des ménages qui ont réduit leurs dépenses	Importance de la réduction moyenne (% du revenu du ménage)
Type d'emploi		
Temps partiel	10,7	24,3
Temps plein	11,8	23,6
Emploi saisonnier	8,4	21,3
Autre type d'emploi non saisonnier	12,2	24,0
Emploi syndiqué	12,3	20,8
Emploi non syndiqué	11,5	24,3
Emploi ininterrompu au cours des 52 dernières semaines	13,7	25,0
Périodes de chômage au cours des 52 dernières semaines	10,4	22,6
Remarques :		
1. Désigne les enfants à charge âgés de 0 à 15 ans.		
2. Inclut les unions de fait.		
Source de données : ECPIE		

2.5 Incidence de la réforme de l'assurance-emploi : résultats des tableaux de données

Les tableaux 2 à 6 comparent les changements observés au chapitre des dépenses de consommation avant et après la réforme de l'assurance-emploi (a.-e.), afin d'examiner les répercussions de cette réforme. Dans le cadre de l'analyse, on a comparé deux périodes de 12 mois pour tenir compte des fluctuations saisonnières. Plus précisément, les données de l'ECPIE pour les deux derniers trimestres de 1995 et les deux premiers trimestres de 1996 ont été utilisées pour étudier la période antérieure à la réforme de l'a.-e., tandis que les données pour les quatre trimestres de 1997 ont permis l'examen de la période qui a suivi la réforme⁶. Tel que mentionné précédemment, les données de l'ECPIE correspondant à chaque trimestre proviennent d'un échantillon de personnes qui ont perdu un emploi au cours de ce trimestre, mais dont la première entrevue n'a eu lieu qu'un an plus tard environ.

2.5.1 Changements du niveau de consommation selon la durée de la période de chômage

Les tableaux 2 et 3 fournissent des renseignements en rapport avec la durée des périodes de chômage. Le tableau 2 montre que les personnes qui ont perdu leur emploi sans avoir connu de période de chômage sont légèrement plus susceptibles d'avoir réduit leurs dépenses de consommation après la perte de l'emploi si l'événement s'est produit après la réforme de l'a.-e. Par contre, les personnes qui sont demeurées en chômage pendant plus d'une semaine après leur cessation d'emploi semblent un peu moins susceptibles d'avoir

⁶ Les données de l'ECPIE pour les troisième et quatrième trimestres de 1996 sont exclues, du fait qu'elles correspondent à la période de mise en œuvre graduelle de la réforme de l'assurance-emploi.

réduit leurs dépenses de consommation au cours de la période qui a suivi la réforme. Par exemple, pendant la période antérieure à la réforme de l'a.-e., environ 22 % des répondants en chômage depuis plus de 52 semaines ont réduit leur consommation, comparativement à environ 19 % pendant la période qui a suivi la réforme.

Tableau 2			
Réduction de la consommation selon la durée de la période de chômage (en pourcentage)			
Semaines de chômage	Avant la réforme de l'a.-e. (T3 1995 – T2 1996)¹	Après la réforme de l'a.-e. (T1 1997 – T4 1997)¹	Total
aucune semaine	8,8	9,7	9,2
1 à 12 semaines	10,5	9,3	9,8
13 à 26 semaines	14,1	10,0	11,9
27 à 51 semaines	11,8	10,4	11,1
52 semaines et plus	22,4	19,2	20,8
Total	12,2	11,0	11,6
Remarque :			
1. Correspond à la date de la perte d'emploi initiale.			
Source : ECPIE			

Le tableau 3 fournit une comparaison des baisses moyennes de la consommation avant et après la réforme de l'assurance-emploi chez les particuliers qui ont réduit leur niveau de consommation. Les chiffres du tableau 3 indiquent le changement du niveau de consommation en tant que pourcentage du revenu total du ménage, de façon à ce que les écarts de pourcentage permettent d'établir des comparaisons entre différentes personnes. Il est difficile d'interpréter la valeur réelle du changement dans le niveau de consommation, du fait qu'une baisse de 100 \$ par mois peut entraîner de plus grandes difficultés chez les personnes à faible revenu que chez les personnes à revenu élevé. Les résultats du tableau 3 sont variables; cependant, selon la tendance générale, les baisses de revenu devenaient plus marquées à mesure que se prolongeait la période de chômage.

Tableau 3			
Réduction de la consommation en tant que pourcentage du revenu du ménage, selon la durée de la période de chômage (en pourcentage)			
Semaines de chômage	Avant la réforme de l'a.-e. (T3 1995 – T2 1996)¹	Après la réforme de l'a.-e. (T1 1997 – T4 1997)¹	Total
aucune semaine	18,9	21,4	20,1
1 à 12 semaines	27,0	20,9	23,9
13 à 26 semaines	19,3	24,3	21,4
27 à 51 semaines	27,0	30,8	28,6
52 semaines et plus	25,8	27,6	26,7
Total	23,2	24,3	23,7
Remarque :			
1. Correspond à la date de la perte d'emploi initiale.			
Source : ECPIE			

2.5.2 Changements dans les habitudes de consommation selon les types de ménage

Afin de déterminer les écarts possibles dans les niveaux de soutien au cours d'une période de prestations, le tableau 4 compare le montant des prestations d'assurance-emploi à celui du revenu total. Dans les tableaux 4 et 5, on examine l'incidence de la réforme de l'assurance-emploi sur la consommation selon les types de ménage. Les résultats laissent supposer une diminution globale du pourcentage de familles qui ont réduit leur consommation après la réforme de l'assurance-emploi.

Selon le tableau 4, ce sont les chefs de famille monoparentale qui ont enregistré la plus forte augmentation du niveau de consommation pendant la période qui a suivi la réforme de l'assurance-emploi par rapport à celle qui l'a précédée. En effet, le pourcentage de chefs de famille monoparentale qui ont réduit leur consommation est passé de 17,1 % avant la réforme à 10,1 % après la réforme. La baisse la plus marquée parmi ceux qui ont réduit leur consommation a été observée chez les chefs de famille monoparentale vivant seuls avec des enfants, où le pourcentage est passé de 21,1 % avant la réforme à 12,7 % au cours de la période suivante. La situation des chefs de famille monoparentale vivant avec d'autres s'est améliorée de façon semblable, alors que 10,3 % d'entre eux ont réduit leur niveau de consommation avant la réforme, comparativement à 6,4 % après la réforme.

Contrairement aux autres types de ménage, les personnes seules sans enfants ont été plus nombreuses à réduire leur consommation au cours de la période qui a suivi la réforme. Le pourcentage de répondants de cette catégorie ayant restreint leurs dépenses est passé de 12,3 % avant la réforme de l'assurance-emploi à 13,3 % après la réforme.

Tableau 4			
Réduction de la consommation, selon le type de ménage (en pourcentage)			
	Avant la réforme de l'a.-e. (T3 1995 – T2 1996)¹	Après la réforme de l'a.-e. (T1 1997 – T4 1997)¹	Total
Personne seule sans enfants ²	12,3	13,3	12,8
Vivant seule	16,5	17,1	16,8
Vivant avec d'autres	9,2	10,5	9,9
Personne seule avec des enfants ²	17,1	10,1	13,6
Vivant seule	21,1	12,7	17,1
Vivant avec d'autres	10,3	6,4	8,3
Personne mariée ³ sans enfants ² dont le conjoint est sans emploi	14,5	13,1	13,8
Personne mariée ³ sans enfants ² dont le conjoint travaille	10,9	9,2	10,0
Personne mariée ³ avec enfants ² dont le conjoint est sans emploi	13,1	12,3	12,7
Personne mariée ³ avec enfants ² dont le conjoint travaille	10,3	8,0	9,1
Total	12,2	11,0	11,6
Remarques :			
1. Correspond à la date de la perte d'emploi initiale.			
2. Désigne les enfants à charge âgés de 0 à 15 ans.			
3. Inclut les unions de fait.			
Source : ECPIE			

Le tableau 5 compare la diminution moyenne de la consommation avant et après la réforme de l'assurance-emploi.

- Les chefs de famille monoparentale (vivant seuls) ayant restreint leur consommation ont déclaré avoir réduit une plus petite part de leur revenu mensuel au cours de la période qui a suivi la réforme de l'assurance-emploi (27,6 % comparativement à 33,2 % au cours de la période précédente).
- Les personnes mariées sans enfants affichent également une réduction moindre après la réforme de l'assurance-emploi (les pourcentages étant passé de 31,2 % à 27,2 % chez les répondants ayant un conjoint sans emploi, et de 18,9 % à 15,3 % chez les répondants ayant un conjoint au travail).
- Les ménages qui ont enregistré la diminution la plus importante au chapitre des dépenses sont les couples ayant des enfants dont l'un des conjoints était sans emploi. Dans ce type de ménage, la réduction moyenne est passée de 23,9 % à 29,2 %.

Tableau 5 Réduction de la consommation en tant que pourcentage du revenu du ménage, selon le type de ménage (en pourcentage)			
	Avant la réforme de l'a.-e. (T3 1995 – T2 1996)¹	Après la réforme de l'a.-e. (T1 1997 – T4 1997)¹	Total
Personne seule sans enfants ²	25,3	27,4	26,4
Vivant seule	26,7	28,8	27,8
Vivant avec d'autres	22,9	25,3	24,2
Personne seule avec des enfants ²	31,6	27,5	30,1
Vivant seule	33,2	27,6	31,2
Vivant avec d'autres	18,7	27,4	23,0
Personne mariée ³ sans enfants ² dont le conjoint est sans emploi	31,2	27,2	29,2
Personne mariée ³ sans enfants ² dont le conjoint travaille	18,9	15,3	17,2
Personne mariée ³ avec enfants ² dont le conjoint est sans emploi	23,9	29,2	26,3
Personne mariée ³ avec enfants ² dont le conjoint travaille	16,4	19,5	17,7
Total	23,2	24,3	23,7
Remarques :			
1. Correspond à la date de la perte d'emploi initiale.			
2. Désigne les enfants à charge âgés de 0 à 15 ans.			
3. Inclut les unions de fait.			
Source : ECPIE			

2.6 Quels sont les ménages les plus susceptibles de connaître une baisse de leurs dépenses de consommation : résultats à variables multiples

Bien que les tableaux qui précèdent fournissent de nombreux renseignements, ils n'établissent aucune distinction entre les fluctuations aléatoires et les changements statistiquement significatifs, une fois que tous les facteurs pertinents sont pris en compte. Par exemple, le tableau 5 montre que la diminution moyenne du niveau de consommation chez les personnes seules sans enfants est passée d'environ 25 % du revenu du ménage pendant la période antérieure à la réforme de l'assurance-emploi, à 27 % pendant la période qui a suivi. À l'examen de ces résultats, qui sont assez représentatifs, on peut se demander si les changements observés sont statistiquement significatifs, et s'ils sont attribuables à la réforme de l'a.-e., aux fluctuations aléatoires de l'économie ou à d'autres facteurs pertinents. Pour répondre à ce genre de questions, on a effectué une autre analyse statistique fondée sur les données de l'ECPIE, afin de pouvoir déterminer l'influence des changements que subissent les facteurs pertinents sur les estimations des niveaux de consommation.

Le tableau 6 présente les résultats d'une analyse de régression relative aux facteurs pouvant avoir une incidence sur la probabilité d'une baisse du niveau de consommation un an après la perte d'un emploi. Les variables explicatives comprennent les caractéristiques pertinentes des particuliers et des ménages, qui ont déjà été étudiées dans l'analyse des tableaux de données. Cependant, l'analyse de régression comporte aussi d'autres variables concernant les régions dans lesquelles les pertes d'emploi ont eu lieu et les trimestres pendant lesquels elles sont survenues, ce qui permet de tenir compte des différences régionales, saisonnières et trimestrielles. Le tableau 6 fournit également une estimation de l'incidence marginale, de chaque variable explicative sur la probabilité de connaître une baisse de consommation, selon les coefficients des probits.

De façon générale, on a constaté que bon nombre des variables vérifiées avaient une incidence significative sur la probabilité d'une baisse de consommation.

- Les jeunes (15 à 24 ans) et les personnes dans la force de l'âge (25 à 54 ans) étaient plus susceptibles de diminuer leur niveau de consommation que les travailleurs âgés.
- De tous les types de ménage, les personnes seules, avec ou sans enfants, étaient les plus susceptibles de diminuer leur consommation.
- Les particuliers en chômage depuis plus de 52 semaines étaient beaucoup plus susceptibles de connaître une baisse de leurs dépenses de consommation.
- En ce qui concerne les types d'emploi, la probabilité d'une baisse de consommation a diminué chez les travailleurs à temps partiel (par rapport aux travailleurs à temps plein) et chez les travailleurs saisonniers (par rapport aux travailleurs non saisonniers). Par contre, on ne relève aucun changement statistiquement significatif dans la diminution de la consommation entre les travailleurs syndiqués et non syndiqués.
- Les résidents de la région de l'Atlantique étaient beaucoup moins susceptibles de réduire leur niveau de consommation, tandis que ceux de la Colombie-Britannique étaient plus susceptibles de le faire.

Tableau 6				
Analyse de régression des probits concernant la probabilité d'une diminution de la consommation				
	Cohortes 1 à 28 (T3 1995 – T2 2002)³			
	Incidence (%)	Valeur P	Intervalle de confiance (90 %)	
			<i>Faible</i>	<i>Élevé</i>
Réforme de l'assurance-emploi				
Janv. 1997 – juin 2002 ³	-0.8	0.27	-1.9	0.4
Juil. 2000 – juin 2002	-1.1	0.11	-2.2	0.0
Juil. 2001 – juin 2002	0.9	0.25	-0.4	2.1
Chefs de famille monoparentale vivant seuls (janv. 1997 - juin 2002) ³	-4.1	0.08	-7.4	-0.9
Chefs de famille monoparentale vivant seuls (juil. 2000 - juin 2002)	-1.2	0.64	-5.3	2.9

Tableau 6 (suite)
Analyse de régression des probits concernant la probabilité
d'une diminution de la consommation

	Cohortes 1 à 28 (T3 1995 – T2 2002) ³			
	Incidence (%)	Valeur P	Intervalle de confiance (90 %)	
			Faible	Élevé
Chefs de famille monoparentale vivant seuls (juil. 2001 – juin 2002)	3,1	0,32	-2,5	8,8
Sexe				
Femmes	0,4	0,47	-0,5	1,2
Hommes (groupe témoin)
Âge				
Jeunes (15 à 24 ans)	2,9	0,01	0,9	4,8
Dans la force de l'âge (25 à 54 ans)	3,0	0,00	1,7	4,4
Âgés (55 ans et plus) (groupe témoin)
Type de ménage				
Personne seule sans enfants ¹ – vivant seule	4,4	0,00	2,5	6,3
Personne seule sans enfants ¹ – vivant avec d'autres	-0,8	0,42	-2,3	0,8
Personne seule avec des enfants ¹ – vivant seule	6,9	0,01	1,8	12,0
Personne seule avec des enfants ¹ – vivant avec d'autres	-2,4	0,10	-4,5	-0,2
Personne mariée ² sans enfants ¹ dont le conjoint est sans emploi	1,5	0,20	-0,5	3,4
Personne mariée ² sans enfants ¹ dont le conjoint travaille	-1,3	0,16	-2,8	0,2
Personne mariée ² avec enfants ¹ dont le conjoint est sans emploi (groupe témoin)
Personne mariée ² avec enfants ¹ dont le conjoint travaille	-2,6	0,00	-4,0	-1,2
Durée de la période de chômage (semaines consécutives)				
aucune semaine	-1,6	0,04	-2,8	-0,4
1 à 12 semaines	-1,3	0,08	-2,5	-0,1
13 à 26 semaines (groupe témoin)
27 à 51 semaines	0,6	0,50	-0,9	2,2
52 semaines et plus	8,2	0,00	6,3	10,1
Type d'emploi				
Temps partiel	-1,7	0,01	-2,8	-0,7
Temps plein (groupe témoin)
Emploi saisonnier	-2,3	0,00	-3,3	-1,4
Autre emploi non saisonnier (groupe témoin)
Emploi syndiqué	-0,3	0,64	-1,2	0,7
Emploi non syndiqué (groupe témoin)
Emploi ininterrompu au cours des 52 dernières semaines	2,5	0,00	1,7	3,4
Périodes de chômage au cours des 52 dernières semaines (groupe témoin)

Tableau 6 (suite)
Analyse de régression des probits concernant la probabilité
d'une diminution de la consommation

	Cohortes 1 à 28 (T3 1995 – T2 2002) ³			
	Incidence (%)	Valeur P	Intervalle de confiance (90 %)	
			Faible	Élevé
Région				
Atlantique	-2,3	0,00	-3,2	-1,4
Québec	0,5	0,45	-0,6	1,7
Ontario (groupe témoin)
Prairies	-0,4	0,50	-1,4	0,6
Colombie-Britannique	2,0	0,01	0,8	3,3
Actifs				
Possèdent un actif net (actifs – dettes)	0,8	0,13	-0,1	1,7
Collectivités ⁴				
Clarendville
Île-du-Prince-Édouard	-4,8	0,00	-6,3	-3,4
Truro	-5,6	0,00	-7,5	-3,8
Miramichi	-5,0	0,11	-8,9	-1,1
Repentigny	-2,8	0,08	-5,1	-0,4
Montréal	0,4	0,85	-3,2	4,0
Toronto	1,1	0,81	-6,6	8,8
Hamilton	-0,8	0,70	-4,1	2,5
Saint-Boniface	-4,1	0,01	-6,1	-2,2
Prince Albert	-3,5	0,03	-5,9	-1,2
Calgary	1,0	0,63	-2,6	4,7
Kelowna	-3,3	0,06	-5,7	-0,8
Surrey	-2,9	0,07	-5,2	-0,5
Yellowknife	-0,5	0,88	-6,5	5,4
Répondants ne résidant pas dans les collectivités sélectionnées	-4,0	0,00	-6,5	-1,6
Trimestre de la perte de l'emploi				
1 ^{er} trimestre	-0,4	0,57	-1,4	0,7
2 ^e trimestre	1,5	0,05	0,2	2,7
3 ^e trimestre	0,1	0,88	-1,0	1,2
4 ^e trimestre (groupe témoin)
Log du rapport de vraisemblance		-20,578		
Nombre d'observations		60 949		
Remarques :				
1. Désigne les enfants à charge âgés de 0 à 15 ans.				
2. Inclut les unions de fait.				
3. Les cohortes disponibles 5, 6, 13, et 17 sont exclues.				
4. Données non disponibles pour les cohortes suivant la cohorte 17.				
Source des données : ECPIE				

2.6.1 Incidence de la réforme de l'assurance-emploi : mise à jour incluant les données pour la période allant de juillet 2001 à juin 2002

Les résultats de l'analyse de régression présentés au tableau 6 ont également permis de vérifier si le niveau de consommation avait diminué de façon significative au cours de la période qui a suivi la réforme de l'assurance-emploi (a.-e.). On a inclus des variables nominales afin de détecter la présence de changements au cours de la période la plus récente, soit de juillet 2001 à juin 2002. Les résultats pour la période qui a suivi la réforme montrent que la probabilité d'une baisse de consommation est demeurée la même quatre ans après la réforme. En outre, au cours de la période la plus récente, on n'observe aucun changement significatif dans les niveaux de consommation. Chez les chefs de famille monoparentale, la probabilité d'une baisse de consommation a considérablement diminué au cours de l'année qui a suivi la réforme de l'a.-e. par rapport à la période précédente. Quatre ans et cinq ans après la réforme de l'a.-e., les habitudes de consommation des chefs de famille monoparentale vivant seuls n'ont pas évolué de façon statistiquement significative par rapport à la période antérieure à la réforme.

On a procédé à une analyse supplémentaire afin d'établir une comparaison sur 12 mois entre le second trimestre de 2001 (cohorte 24) et le second trimestre de 2002 (cohorte 28). Cette analyse (qui ne figure pas ici) a révélé que, dans l'ensemble, la probabilité d'une baisse de consommation n'a pas évolué entre le second trimestre de 2001 et le second trimestre de 2002. Chez les chefs de famille monoparentale vivant seuls, la probabilité d'une baisse de consommation n'a pas changé entre ces deux périodes.

2.7 Conclusions

L'analyse statistique des données de l'ECPIE a révélé qu'environ 12 % seulement des répondants qui ont perdu leur emploi avaient connu une baisse de leurs dépenses de consommation au moment de l'entrevue de l'ECPIE (c.-à-d. 12 mois plus tard). Cependant, chez les répondants qui ont réduit leurs dépenses, l'importance moyenne de la réduction correspondait à environ 24 % du revenu total du ménage. Ces pourcentages varient quelque peu entre les différents types de ménage, les ménages ne comptant qu'un seul soutien économique étant plus susceptibles d'avoir réduit leur consommation. On observe également une relation entre les périodes de chômage prolongées et les réductions du niveau de consommation.

Notes techniques

- L'étude se fonde sur les cohortes 1 à 4, 7 à 10 et 21 à 28. On a omis les cohortes 5 et 6, du fait qu'elles correspondaient à la période de mise en œuvre de la réforme de l'assurance-emploi.
- On a pondéré les données utilisées à l'aide de coefficients de pondération fournis par Statistique Canada, afin de rendre l'échantillon comparable à l'ensemble du groupe de chômeurs.
- L'importance de la baisse mensuelle moyenne de la consommation est indiquée en tant que pourcentage du revenu mensuel total du ménage (c.-à-d. la baisse mensuelle de la consommation par rapport au revenu total du ménage au cours des quatre dernières semaines).

On a utilisé le revenu mensuel du ménage comme dénominateur en raison du fait que la dernière version de l'ECPIE ne comportait aucune question au sujet des dépenses courantes des ménages.

3. Le dénominateur a-t-il modifié le rapport entre les semaines d'emploi assurable et les normes d'admissibilité?

3.1 Sommaire

À l'époque de l'assurance-chômage, des études d'évaluation ont révélé que certains prestataires travaillaient pendant une période équivalant tout juste au nombre minimal de semaines exigé pour avoir droit aux prestations, selon la norme variable d'admissibilité (NVA), puis commençaient à toucher des prestations d'assurance-chômage. Afin de contrer cette pratique, la « règle du dénominateur » a été instaurée au cours de la première phase de la réforme de l'assurance-emploi, en juillet 1996.

En vertu de la « règle du dénominateur », les personnes qui travaillent uniquement pendant la période minimale requise suivant la norme variable d'admissibilité touchent des prestations moins élevées. Pour être admissible aux prestations intégrales d'assurance-emploi, un prestataire doit avoir travaillé deux semaines de plus que le nombre de semaines exigé selon la norme variable d'admissibilité.

Afin de déterminer si le dénominateur encourage les particuliers à travailler pendant une période plus longue que celle fixée par la norme variable d'admissibilité, le présent rapport de contrôle :

- établit une comparaison entre le nombre de semaines fixé par la norme variable d'admissibilité et le nombre réel de semaines ou d'heures travaillées par chaque prestataire;
- examine l'évolution de ce rapport au fil du temps.

Données et méthode

Le présent rapport de contrôle se fonde sur les données de l'Enquête canadienne par panel sur l'interruption d'emploi (ECPIE). Ces données permettent d'estimer le nombre de semaines ou d'heures qu'une personne doit avoir accumulées pour être admissible aux prestations d'assurance-chômage ou d'assurance-emploi suivant la norme variable d'admissibilité applicable dans sa région, puis d'établir une comparaison entre cette estimation et le nombre réel de semaines ou d'heures travaillées par la personne qui a présenté une demande de prestations.

Dans la première partie de l'analyse, on a inclus des graphiques pour illustrer la répartition globale des écarts entre la norme variable d'admissibilité et le nombre réel de semaines ou d'heures travaillées. Par la suite, on a effectué une analyse de régression afin de vérifier la signification statistique des changements observés.

L'analyse se fonde en bonne partie sur la comparaison des données relatives à cinq paires de cohortes constituées à partir des dix cohortes de l'ECPIE. Ces paires correspondent à cinq périodes : le second semestre de 1995 et le premier semestre de 1996 (périodes pendant lesquelles l'assurance-chômage était en vigueur), le second semestre de 1996 (c.-à-d. les six premiers mois suivant la réforme de l'assurance-emploi de juillet 1996), le premier semestre de 1997 (c.-à-d. les six premiers mois suivant la réforme de l'assurance-emploi de janvier 1997) et le second semestre de 1997.

Principales constatations

On observe une diminution du pourcentage de prestataires qui ont accumulé un nombre de semaines assurables équivalant tout juste à la norme variable d'admissibilité. Plus précisément, le pourcentage de prestataires qui satisfaisaient tout juste aux normes minimales d'admissibilité a chuté, passant de 2,57 % pendant le dernier semestre de 1995 à 1,68 % pendant le dernier semestre de 1996, puis à 0,97 % au cours du dernier semestre de 1997.

La réduction du pourcentage de prestataires qui n'ont accumulé que le nombre de semaines d'emploi assurable exigé suivant la norme variable d'admissibilité est plus forte chez les hommes que chez les femmes, et plus importante dans la région de l'Atlantique que dans les autres régions. Dans les provinces de l'Atlantique, le pourcentage de prestataires ayant accumulé un nombre de semaines d'emploi assurable équivalant tout juste à la norme variable d'admissibilité a chuté, passant de 12,41 % pendant le second semestre de 1995 à 5,79 % pendant le second semestre de 1996, puis à 3,46 % au cours du second semestre de 1997.

En ce qui concerne les prestataires qui ont travaillé pendant une période excédant de deux semaines seulement la norme variable d'admissibilité (c.-à-d. qui satisfaisaient à la nouvelle norme minimale du dénominateur), les résultats indiquent que leur proportion a connu une hausse, passant de 1,55 % pendant le second semestre de 1995 à 2,45 % au cours du second semestre de 1996. Toutefois, cette tendance ne s'est pas poursuivie jusqu'au second semestre de 1997 (période pendant laquelle le pourcentage a chuté à 1,60 %).

Le pourcentage de prestataires ayant travaillé pendant une période excédant de plus de deux semaines la norme variable d'admissibilité n'a pratiquement pas changé entre le second semestre de 1995 et le second semestre de 1996, s'établissant à 94 %. En 1997, cependant, le groupe a gagné environ deux points de pourcentage et représentait à peu près 96 % des prestataires.

On observe une tendance semblable pour ce qui est du nombre d'hommes et de femmes qui ont travaillé pendant une période excédant de plus de deux semaines la norme variable d'admissibilité dans la plupart des régions du Canada. La région de l'Atlantique constitue une exception digne de mention. Dans cette région, la proportion de prestataires entrant dans cette catégorie s'est accrue de 13 points de pourcentage pendant la même période, passant de 78,80 % dans le second semestre de 1995 à 86,15 % pendant le second semestre de 1996, pour atteindre environ 92 % au cours du second semestre de 1997.

Dans l'ensemble, on peut conclure que l'application du dénominateur semble avoir contribué à réduire le nombre de personnes qui présentaient des demandes de prestations après avoir travaillé pendant un nombre de semaines ou d'heures équivalant tout juste à la norme variable d'admissibilité requise pour avoir droit aux prestations. Parallèlement, on observe une augmentation du nombre de personnes ayant travaillé pendant une période excédant d'au moins deux semaines la norme variable d'admissibilité. Après la mise en œuvre intégrale de l'assurance-emploi, en janvier 1997, le nombre de semaines de travail a même fini par dépasser deux semaines.

Au Canada atlantique, ce processus de rajustement était en grande partie terminé en 1997. Toutefois, dans l'ensemble du Canada, le processus s'est déroulé plus lentement, et semble avoir pris fin en 2000.

3.2 Introduction

Au cours d'une étude d'évaluation antérieure, menée tandis que l'assurance-chômage était en vigueur, on a constaté que certains prestataires travaillaient pendant une période équivalant tout juste au nombre minimal de semaines fixé par la norme variable d'admissibilité (NVA), puis commençaient à toucher des prestations⁷. Afin de contrer ce phénomène, la « règle du dénominateur » a été instaurée dans le cadre de la réforme de l'assurance-emploi. Selon cette règle, les particuliers dont le nombre d'heures de travail équivaut tout juste à la norme variable d'admissibilité requise pour avoir droit aux prestations, touchent des prestations moins élevées. Pour être admissibles aux prestations intégrales d'assurance-emploi, les prestataires doivent avoir travaillé pendant une période excédant d'au moins deux semaines le nombre de semaines prévues par la norme variable d'admissibilité. Ainsi, on calcule le montant des prestations en divisant la rémunération totale d'un prestataire au cours des 26 dernières semaines par le nombre de semaines travaillées ou par le dénominateur, la valeur la plus élevée étant retenue⁸.

Si la règle du dénominateur se révèle efficace, on devrait constater une baisse du nombre de personnes qui commencent à toucher des prestations après avoir tout juste accumulé le nombre de semaines ou d'heures d'emploi assurable exigé selon la norme variable d'admissibilité de leur région. Par conséquent, afin de déterminer si la règle du dénominateur encourage les particuliers à travailler pendant une période plus longue que celle fixée par la norme variable d'admissibilité, le présent rapport de contrôle :

- établit une comparaison entre le nombre de semaines ou d'heures exigé selon la norme variable d'admissibilité et le nombre réel de semaines ou d'heures travaillées par chaque prestataire;
- examine l'évolution de ce rapport au fil du temps.

⁷ Voir David Green et Craig Riddell, « L'admissibilité à l'assurance-chômage : analyse empirique au Canada », Évaluation des programmes, 1995, p. 25.

⁸ Voir l'annexe pour obtenir des renseignements plus précis sur la « règle du dénominateur ».

3.3 Données et méthode

Le rapport de contrôle se fonde sur les données de l'Enquête canadienne par panel sur l'interruption d'emploi (ECPIE). Cette enquête permet de recueillir bon nombre de renseignements personnels et liés à l'emploi auprès de personnes ayant perdu leur emploi, selon les données contenues dans le fichier administratif des relevés d'emploi (RE) de DRHC. Chaque participant à l'enquête a été interrogé deux fois après sa cessation d'emploi. Depuis juillet 1996, l'ECPIE a permis de recueillir des renseignements concernant 20 cohortes au total⁹ :

- les répondants des cohortes 1 à 4 ayant connu une cessation d'emploi pendant l'un des quatre trimestres qui ont précédé la mise en œuvre de l'assurance-emploi (du T3 de 1995 au T2 de 1996);
- les répondants des cohortes 5 et 6 ayant connu une cessation d'emploi au cours de la mise en œuvre progressive de l'assurance-emploi (T3 et T4 de 1996);
- les répondants des cohortes 7 à 10 ayant connu une cessation d'emploi pendant l'un des quatre trimestres qui ont suivi la réforme de l'assurance-emploi (du T1 de 1997 au T4 de 1997);
- les répondants de la cohorte 13 ayant connu une cessation d'emploi pendant le troisième trimestre de 1998 (deux ans après la phase de mise en œuvre initiale de la *Loi sur l'assurance-emploi*);
- les répondants de la cohorte 17 ayant connu une cessation d'emploi pendant le troisième trimestre de 1999 (trois ans après la phase de mise en œuvre initiale de la *Loi sur l'assurance-emploi*);
- les répondants des cohortes 21 à 24 ayant connu une cessation d'emploi pendant l'un des quatre trimestres compris entre le T3 de 2000 et le T2 de 2001, quatre ans après la phase de mise en œuvre initiale de la réforme de l'assurance-emploi;
- les répondants des cohortes 25 à 28 ayant connu une cessation d'emploi pendant l'un des quatre trimestres compris entre le T3 de 2001 et le T2 de 2002, cinq ans après la phase de mise en œuvre initiale de la réforme de l'assurance-emploi.

Ces données ont servi à estimer le nombre de semaines ou d'heures qu'une personne doit avoir accumulées pour être admissible aux prestations d'assurance-chômage ou d'assurance-emploi suivant la norme variable d'admissibilité, puis à établir une comparaison entre cette estimation et le nombre réel de semaines ou d'heures travaillées par la personne qui a présenté une demande de prestations.

La première partie de l'analyse renferme des graphiques qui visent à illustrer de façon concrète la répartition globale des écarts entre la norme variable d'admissibilité et le nombre réel de semaines ou d'heures travaillées. La deuxième partie comporte une

⁹ Pour obtenir plus de renseignements sur l'ECPIE de 1996, voir le rapport intitulé « COEP as a Tool for Legislative Oversight, Monitoring, and Evaluation ».

analyse de régression devant permettre de vérifier la signification statistique des changements observés.

3.4 Preuve de l'efficacité du dénominateur : résultats graphiques

Les résultats de base sont présentés à la figure 1. Comme la règle du dénominateur a été instaurée au cours de la première phase de l'assurance-emploi, en juillet 1996, la figure 1 établit une comparaison entre les cohortes 1 et 2 et les cohortes 5 et 6 de l'ECPIE. Les cohortes 1 et 2 regroupent des particuliers qui ont connu une cessation d'emploi pendant le second semestre de 1995, et les cohortes 5 et 6 incluent des personnes ayant cessé de travailler au cours du second semestre de 1996. Par conséquent, la figure 1 établit une comparaison entre une période de six mois régie par l'assurance-chômage et les six premiers mois suivant la réforme de l'assurance-emploi. Pendant la première phase de l'assurance-emploi, le système fondé sur les heures n'était pas encore en place, de sorte que tous les calculs ont été effectués en semaines.

L'axe horizontal permet de voir la différence entre le nombre de semaines d'emploi assurable ayant servi à établir une période de prestations et le nombre minimal estimatif requis pour établir une période de prestations selon la norme variable d'admissibilité applicable dans une région donnée. Une valeur de zéro indique que le particulier a établi sa période de prestations après avoir satisfait à la norme variable d'admissibilité requise¹⁰. Un nombre positif signifie que le prestataire a travaillé pendant une période excédant la norme variable d'admissibilité avant de demander des prestations d'assurance-chômage ou d'assurance-emploi. Ces valeurs estimatives ne tiennent pas compte des nombreux autres facteurs qui peuvent restreindre l'admissibilité à l'assurance-emploi, comme les règlements applicables aux personnes qui deviennent ou redeviennent membres de la population active (DEREMPA).

La figure 1 comporte deux lignes. L'écart entre le nombre de semaines d'emploi assurable exigé selon la norme variable d'admissibilité et le nombre de semaines d'emploi assurable accumulées, est indiqué pour les périodes antérieure et postérieure à la réforme de l'assurance-emploi; ces semaines sont représentées respectivement par la ligne pleine et la ligne pointillée. L'examen du graphique permet de dégager certaines constatations frappantes.

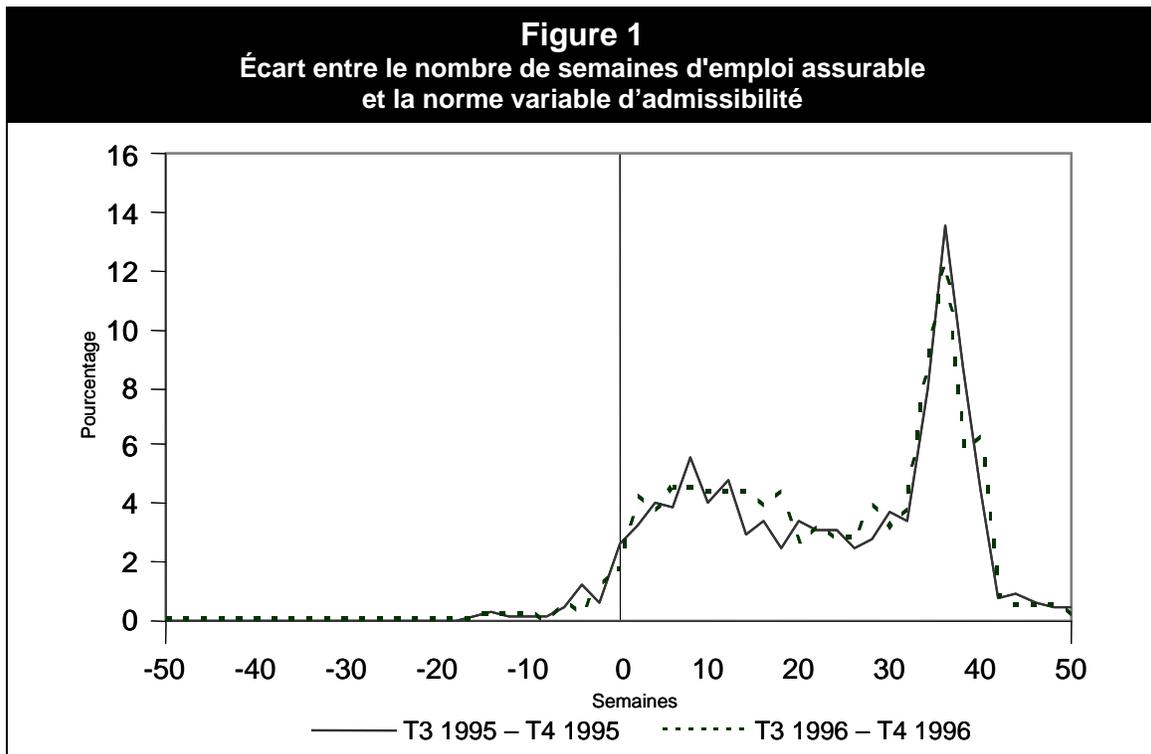
- Au point de l'admissibilité minimale, là où la norme variable d'admissibilité est atteinte (c.-à-d. zéro), on constate que les demandes de prestations ont été presque deux fois moins nombreuses après la réforme de l'assurance-emploi par rapport à la période qui l'a précédée. Cette caractéristique dénote une diminution assez importante, après l'instauration de la règle du dénominateur, du nombre de personnes ayant accumulé le nombre exact de semaines exigé selon la norme variable d'admissibilité avant de demander

¹⁰ Un très petit nombre de prestataires semblent avoir été en mesure d'établir une période de prestations après avoir accumulé un nombre de semaines d'emploi inférieur au nombre minimal. Ce phénomène est attribuable à des erreurs de données ou à l'admissibilité de certains prestataires à des programmes spéciaux de formation, etc.

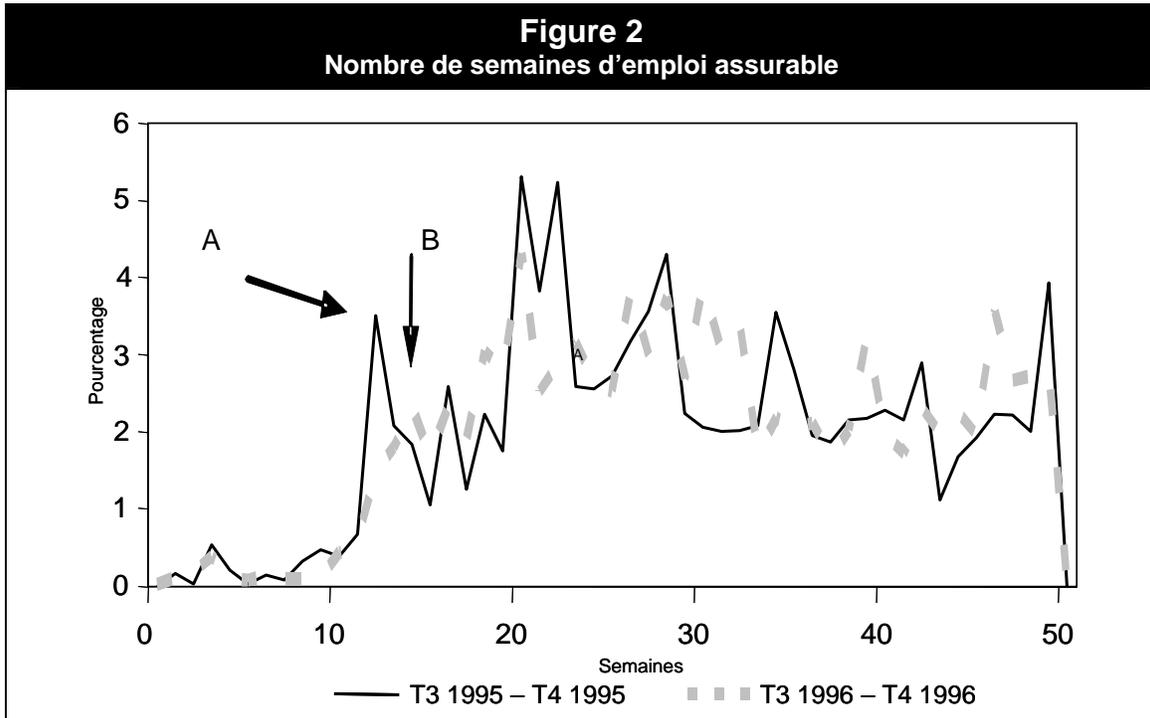
des prestations d'assurance-chômage ou d'assurance-emploi. De plus, dans les semaines qui suivent immédiatement la valeur zéro, le nombre de périodes de prestations établies est plus élevé après l'entrée en vigueur de l'assurance-emploi, ce qui révèle une augmentation du nombre de semaines travaillées à la suite de la réforme.

- Le pic élevé à la droite du graphique englobe tous les répondants qui ont travaillé plus de 52 semaines. Cette hausse soudaine se produit vers la droite du graphique, du fait que, lorsque la période d'emploi est prolongée, seules les 52 premières semaines de rémunération assurable sont prises en compte. On observe donc un pic au point correspondant à 52 semaines, moins le nombre de semaines exigé (selon la norme variable d'admissibilité). Par exemple, dans le cas d'une personne ayant travaillé 70 semaines au cours de sa dernière période d'emploi, seules 52 semaines de rémunération assurables peuvent servir au calcul de l'admissibilité. Si l'on suppose que la norme variable d'admissibilité est de 16 semaines, la différence entre le nombre de semaines d'emploi assurables accumulées et la norme variable d'admissibilité sera de 36 semaines, l'endroit exact où l'on peut observer le pic.
- La hausse observée vers dix semaines est probablement attribuable aux DEREMPA.

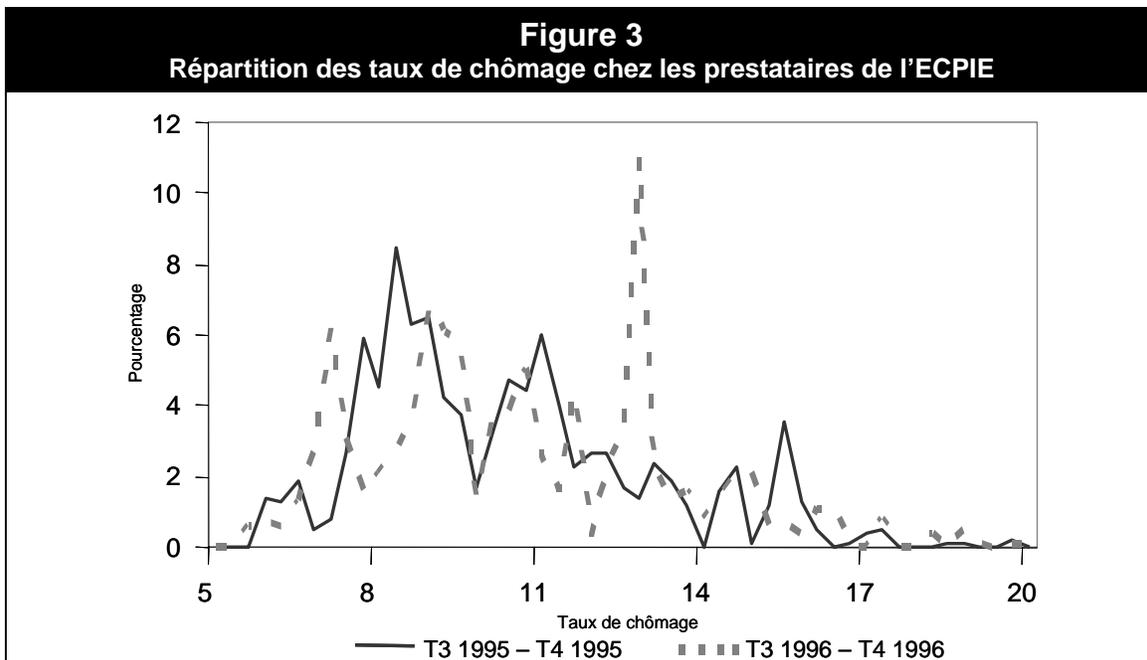
Les facteurs qui sous-tendent les changements illustrés à la figure 1 sont examinés aux figures 2 à 4.



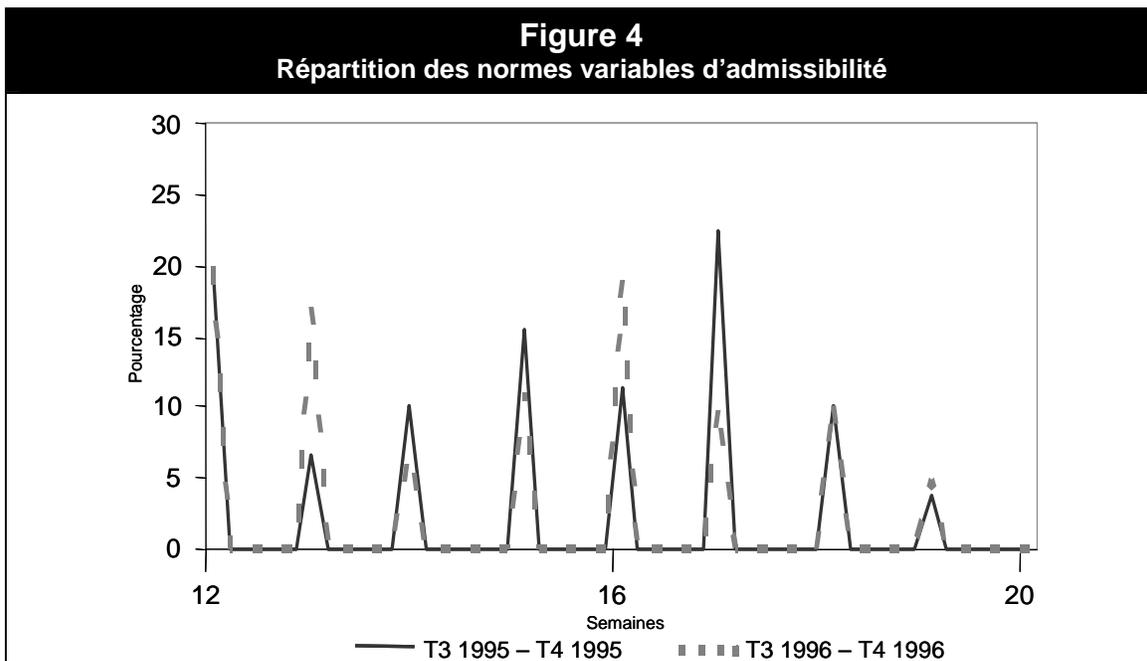
La figure 2 montre la répartition du nombre de semaines d'emploi assurable. Il est à noter que tous les RE produits au début des périodes de prestations ont été pris en compte. Dans l'ensemble du graphique, on observe un net déplacement vers la droite en raison de l'accroissement du nombre de semaines d'emploi assurable après la réforme de l'assurance-emploi. On constate, par exemple, un décalage marqué dans le nombre de semaines d'emploi assurable accumulées, du point A au point B, lequel est attribuable aux personnes qui ont accumulé les deux semaines supplémentaires.



La figure 3 analyse une autre explication possible. Ce graphique fournit les taux de chômage dans les régions économiques où les prestataires ont présenté leurs demandes de prestations. Si les taux de chômage avaient diminué, on aurait pu expliquer ainsi l'augmentation du nombre des personnes ayant travaillé deux semaines de plus. Cependant, on observe très peu de changements, à l'exception d'une hausse inexplicable du taux de chômage à 12,5 %, correspondant aux cohortes des troisième et quatrième trimestres de 1996.



L'absence de variation dans les taux de chômage se traduit par une absence de variation dans les normes d'admissibilité. On peut s'en rendre compte à l'examen de la figure 4.



3.5 Preuves de l'efficacité du dénominateur : résultats économétriques

On a procédé à trois séries de régressions pour vérifier les changements associés à la réforme de l'assurance-emploi en ce qui concerne l'écart entre la norme variable d'admissibilité et le nombre de semaines d'emploi assurable.

Ces régressions ont permis d'examiner des paires de cohortes constituées à partir des dix cohortes de l'ECPIE¹¹, tel qu'indiqué ci-dessous dans le schéma du tableau 1. Les paires de cohortes correspondent à cinq périodes :

- Les cohortes 1 et 2 correspondent au second semestre de 1995 (c.-à-d. une période où l'assurance-chômage était en vigueur);
- les cohortes 3 et 4 correspondent au premier semestre de 1996 (c.-à-d. une période de l'assurance-chômage);
- les cohortes 5 et 6 correspondent au second semestre de 1996 (c.-à-d. les six premiers mois suivant la réforme de l'assurance-emploi de juillet 1996);
- les cohortes 7 et 8 correspondent au premier semestre de 1997 (c.-à-d. les six premiers mois suivant la réforme de l'assurance-emploi de janvier 1997);
- les cohortes 9 et 10 correspondent au second semestre de 1997.

Dans les tableaux 2 à 4, les rangées correspondant au « Total » indiquent les résultats pour l'ensemble des prestataires d'assurance-chômage ou d'assurance-emploi. La « statistique *t* » correspond à la vérification de la signification statistique de l'écart entre le pourcentage donné et le pourcentage indiqué un an plus tard. Comme chaque colonne représente deux cohortes, ou une période de six mois, la statistique *t* correspondant aux cohortes 1 et 2 compare ces dernières aux cohortes 5 et 6. La statistique *t* pour les cohortes 3 et 4 est calculée par rapport aux cohortes 7 et 8. De la même manière, les cohortes 5 et 6 sont comparées aux cohortes 9 et 10. Cette façon de faire permet de tenir compte des fluctuations saisonnières.

Tableau 1				
Grille de comparaison des cohortes				
	T1	T2	T3	T4
1995			1	2
1996	3	4	5	6
1997	7	8	9	10

Le tableau 2 indique le pourcentage de prestataires qui ont tout juste accumulé le nombre de semaines exigé selon la norme variable d'admissibilité. Par exemple, ce groupe compte pour 2,57 % des prestataires des cohortes 1 et 2 (c.-à-d. second semestre de 1995). Ce pourcentage a chuté à 1,68 % après la mise en œuvre de la réforme de l'assurance-emploi (pendant le second semestre de 1996). Le déclin s'est poursuivi chez les cohortes 7 et 8 (correspondant aux six premiers mois de 1997) et les cohortes 9 et 10.

¹¹ La somme des pourcentages figurant dans les tableaux 2, 3 et 4 ne correspond pas 100 %, du fait qu'aucun des tableaux n'inclut les prestataires ayant travaillé une semaine de plus que la période minimale.

Tableau 2
Pourcentage des prestataires ayant accumulé un nombre de semaines d'emploi assurable équivalent à la norme variable d'admissibilité

Statistiques	Cohortes	1 et 2	3 et 4	5 et 6	7 et 8	9 et 10
	(date de la perte de l'emploi)	(T3 95 - T4 95)	(T1 96 - T2 96)	(T3 96 - T4 96)	(T1 97 - T2 97)	(T3 97 - T4 97)
Total	%	2,57	1,35	1,68	0,75	0,97
	Statistique <i>t</i>	2,34	1,66	2,13	0,00	0,00
	Nombre	3 188	4 453	4 051	3 607	3 891
Hommes	%	2,77	0,85	1,27	0,97	1,06
	Statistique <i>t</i>	2,95	-0,28	0,51	0,00	0,00
	Nombre	1 914	2 259	2 269	1 631	2 265
Femmes	%	2,35	1,79	2,16	0,59	0,86
	Statistique <i>t</i>	0,32	2,06	2,46	0,00	0,00
	Nombre	1 273	2 194	1 782	1 976	1 625
Atlantique	%	1 241	5,31	5,79	2,19	3,46
	Statistique <i>t</i>	5,19	4,14	1,99	0,00	0,00
	Nombre	1 269	1 591	1 463	1 250	1 500
Québec	%	1,13	1,82	1,46	0,49	0,66
	Statistique <i>t</i>	-0,43	1,36	1,22	0,00	0,00
	Nombre	389	565	567	493	555
Ontario	%	0,80	0,37	0,38	0,26	0,00
	Statistique <i>t</i>	0,69	0,32	1,00	0,00	0,00
	Nombre	312	516	472	467	360
Prairies	%	0,70	0,38	0,93	0,14	0,13
	Statistique <i>t</i>	-0,35	1,08	1,70	0,00	0,00
	Nombre	878	1 192	1,063	858	1,039
Colombie-Britannique	%	0,50	0,82	1,20	1,88	1,59
	Statistique <i>t</i>	-1,11	-0,90	-0,40	0,00	0,00
	Nombre	340	589	486	539	437
Remarque :						
1. Une statistique <i>t</i> de 1,96 (1,64) correspond à une signification statistique avec un niveau de confiance de 95 % (90 %).						
Source de données : ECPPIE						

Les deuxième et troisième séries de rangées affichent des résultats distincts pour les hommes et les femmes. On remarque que la diminution est plus prononcée chez les hommes que chez les femmes. Les statistiques *t* affichées reflètent cette constatation.

Le tableau 2 montre également que la réforme a eu des répercussions beaucoup plus importantes au Canada atlantique que dans le reste du pays. Dans la région de l'Atlantique, le pourcentage de prestataires ayant accumulé un nombre de semaines équivalent tout juste à la norme variable d'admissibilité s'élevait à 12,41 % pendant le second semestre de 1995. Ce pourcentage a chuté à 5,79 % au cours du second semestre de 1996, puis à 3,46 % pendant le second semestre de 1997.

Comme les prestataires étaient moins nombreux à accumuler le nombre exact de semaines exigé pour être admissibles aux prestations selon la norme variable d'admissibilité, on peut se demander quelle était leur stratégie. Suite à l'entrée en vigueur de la règle du dénominateur, il est possible que les prestataires aient accumulé le nombre minimal de semaines exigé pour

établir une période de prestations selon la norme variable d'admissibilité, et travaillé deux semaines de plus pour se conformer à cette règle. Le tableau 3 examine cette situation. En établissant une comparaison entre les cohortes 1 et 2 (second semestre de 1995) et les cohortes 5 et 6 (second semestre de 1996), on constate une augmentation du pourcentage de prestataires n'ayant accumulé que deux semaines d'emploi assurable de plus. Toutefois, il faut souligner que cette hausse ne s'est pas poursuivie en 1997. En outre, le tableau 3 montre que la tendance observée s'est manifestée tant chez les hommes que chez les femmes, et dans la plupart des régions du Canada.

Tableau 3						
Pourcentage de prestataires ayant accumulé un nombre de semaines d'emploi assurable excédant de deux semaines la norme variable d'admissibilité						
Statistiques	Cohortes	1 et 2	3 et 4	5 et 6	7 et 8	9 et 10
	(date de la perte de l'emploi)	(T3 95 - T4 95)	(T1 96 - T2 96)	(T3 96 - T4 96)	(T1 97 - T2 97)	(T3 97 - T4 97)
Total	%	1,55	1,04	2,45	0,80	1,60
	Statistique <i>t</i>	-1,85	0,58	1,64	0,00	0,00
	Nombre	3 188	4 453	4 051	3 607	3 891
Hommes	%	1,28	0,71	2,45	0,78	0,92
	Statistique <i>t</i>	-2,07	-0,18	2,95	0,00	0,00
	Nombre	1 914	2 259	2 269	1 631	2 265
Femmes	%	1,88	1,32	2,46	0,81	2,46
	Statistique <i>t</i>	-0,69	0,73	0,00	0,00	0,00
	Nombre	1 273	2 194	1 782	1 976	1 625
Atlantique	%	3,53	1,68	5,58	2,06	2,48
	Statistique <i>t</i>	-2,36	-0,62	3,96	0,00	0,00
	Nombre	1 269	1 591	1 463	1 250	1 500
Québec	%	2,09	0,69	2,68	0,30	1,58
	Statistique <i>t</i>	-0,47	0,85	0,96	0,00	0,00
	Nombre	389	565	567	493	555
Ontario	%	0,68	1,11	0,92	0,34	1,61
	Statistique <i>t</i>	-0,38	0,68	-0,63	0,00	0,00
	Nombre	312	516	472	467	360
Prairies	%	1,34	1,25	1,34	0,97	1,32
	Statistique <i>t</i>	0,00	0,41	0,03	0,00	0,00
	Nombre	878	1 192	1 063	858	1 039
Colombie-Britannique	%	0,07	0,91	2,80	1,63	1,00
	Statistique <i>t</i>	-2,62	-0,82	1,51	0,00	0,00
	Nombre	340	589	486	539	437
Remarque :						
1. Une statistique <i>t</i> de 1,96 (1,64) correspond à une signification statistique avec un niveau de confiance de 95 % (90 %).						
Source de données : ECIPIE						

Le tableau 4 montre le pourcentage de particuliers qui ont travaillé pendant une période excédant de plus de deux semaines le nombre de semaines exigé selon la norme variable d'admissibilité. Cette catégorie inclut la vaste majorité des prestataires. Les fluctuations du pourcentage total sont dignes de mention. Celui-ci n'a pratiquement pas évolué entre le second semestre de 1995 (cohortes 1 et 2) et le second semestre de 1996 (cohortes 5 et 6), s'établissant à 94 %. Au cours du second semestre de 1997, cependant, le pourcentage s'est élevé de deux points pour atteindre environ 96 %.

Tableau 4						
Pourcentage de prestataires ayant accumulé un nombre de semaines d'emploi assurable excédant de plus de deux semaines la norme variable d'admissibilité						
Statistiques	Cohortes	1 et 2	3 et 4	5 et 6	7 et 8	9 et 10
	(date de la perte de l'emploi)	(T3 95 - T4 95)	(T1 96 - T2 96)	(T3 96 - T4 96)	(T1 97 - T2 97)	(T3 97 - T4 97)
Total	%	94,28	96,73	94,23	97,50	96,40
	Statistique <i>t</i>	0,06	-1,14	-3,04	0,00	0,00
	Nombre	3 188	4 453	4 051	3 607	3 891
Hommes	%	94,73	97,50	94,68	96,77	97,32
	Statistique <i>t</i>	0,05	0,75	-3,26	0,00	0,00
	Nombre	1 914	2 259	2 269	1 631	2 265
Femmes	%	93,74	96,05	93,69	98,01	95,24
	Statistique <i>t</i>	0,03	-2,01	-1,26	0,00	0,00
	Nombre	1 273	2 194	1 782	1 976	1 625
Atlantique	%	78,80	90,74	86,15	94,39	92,06
	Statistique <i>t</i>	-4,34	-3,30	-3,99	0,00	0,00
	Nombre	1 269	1 591	1 463	1 250	1 500
Québec	%	95,49	96,53	95,03	98,71	96,53
	Statistique <i>t</i>	0,26	-1,75	-1,03	0,00	0,00
	Nombre	389	565	567	493	555
Ontario	%	97,96	98,25	96,77	97,65	98,37
	Statistique <i>t</i>	0,94	0,38	-1,12	0,00	0,00
	Nombre	312	516	472	467	360
Prairies	%	96,66	96,90	95,94	98,48	97,28
	Statistique <i>t</i>	0,63	-1,62	-1,19	0,00	0,00
	Nombre	878	1 192	1 063	858	1 039
Colombie-Britannique	%	98,80	97,82	94,02	96,00	96,35
	Statistique <i>t</i>	3,05	1,20	-1,24	0,00	0,00
	Nombre	340	589	486	539	437
Remarque :						
1. Une statistique <i>t</i> de 1,96 (1,64) correspond à une signification statistique avec un niveau de confiance de 95 % (90 %).						
Source de données : ECPIE						

On a observé une tendance similaire dans la proportion de prestataires des deux sexes qui ont travaillé pendant une période excédant de plus de deux semaines la norme variable d'admissibilité, ainsi que dans la plupart des régions du Canada. La région de l'Atlantique constitue une exception digne de mention. Dans cette région, la proportion de prestataires entrant dans cette catégorie s'est accrue de 13 points de pourcentage pendant la même période, passant de 78,80 % dans le second semestre de 1995 à 86,15 % pendant le second semestre de 1996, pour atteindre environ 92 % au cours du second semestre de 1997.

Dans l'ensemble, les résultats des tableaux 2 à 4 soutiennent l'hypothèse selon laquelle les particuliers qui n'accumulaient que le nombre de semaines exigé en vertu de la norme variable d'admissibilité, ont tout d'abord réagi à la réforme de l'assurance-emploi de juillet 1996 en prolongeant leur période de travail de deux semaines. Toutefois, suivant la mise en œuvre intégrale de la réforme de l'assurance-emploi, en janvier 1997, les particuliers ont prolongé encore davantage leur période d'emploi.

Les résultats des tableaux précédents montrent que la réforme a eu certains effets sur le régime de travail des particuliers. On constate que les répercussions ont été beaucoup plus importantes dans la région de l'Atlantique que dans le reste du pays. Les deux tableaux suivants, 5A et 5B, présentent une décomposition détaillée des groupes de prestataires qui ont perdu leur emploi pendant les troisième et quatrième trimestres de 1995 et de 1997, respectivement. Cette analyse permet d'évaluer dans quelle mesure les prestataires ont été touchés par la règle du dénominateur. Les données incluses dans les colonnes des tableaux 5A et 5B indiquent les différents écarts entre les semaines d'emploi assurable et la norme variable d'admissibilité aux prestations.

Bien que le présent document s'attache avant tout au changement de comportement des prestataires à la suite de l'instauration du dénominateur, il peut être utile d'examiner les répercussions globales. Le tableau 5A établit la répartition des différents groupes de prestataires avant l'adoption du dénominateur. Les données montrent que, en raison de la règle du dénominateur, 2,57 % des prestataires auraient été touchés par une réduction maximale des prestations, tandis que 1,62 % auraient été exposés à une réduction deux fois moins élevée.

Le tableau 5B établit le profil des prestataires qui n'ont pu éviter les répercussions du dénominateur. En additionnant les données des deux premières colonnes, on remarque qu'environ 2 % des prestataires ont vu leurs prestations diminuer après l'implantation du dénominateur. Ainsi, parmi les prestataires du tableau 5A susceptibles d'être touchés par l'adoption du dénominateur (ceux-ci représentant un peu plus de 4 % des prestataires), 2 % ont réussi à éviter les baisses de prestations, ce qui n'a pas été le cas pour les autres.

Tableau 5A					
Pourcentage et nombre de prestataires dont le nombre de semaines d'emploi assurable ne correspondait pas à la norme variable d'admissibilité					
		Date de la perte d'emploi (T3 1995 – T4 1995)			
		Différence (en semaines)			
Statistiques		0	1	2	2+
Total	%	2,57	1,62	1,55	94,28
	nombre	3 188	3 188	3 188	3 188
Hommes	%	2,77	1,23	1,28	94,73
	nombre	1 914	1 914	1 914	1 914
Femmes	%	2,35	2,04	1,88	93,74
	nombre	1 273	1 273	1 273	1 273
Atlantique	%	12,41	5,26	3,53	78,80
	nombre	1 269	1 269	1 269	1 269
Jeunes (15 à 24 ans)	%	1,73	2,14	1,19	94,92
	nombre	409	409	409	409
Dans la force de l'âge (25 à 54 ans)	%	2,43	1,62	1,54	94,42
	nombre	2 490	2 490	2 490	2 490
Âgés (55 ans et plus)	%	3,95	0,71	2,28	93,06
	nombre	275	275	275	275

Source : ECPIE (cohortes 1 et 2).

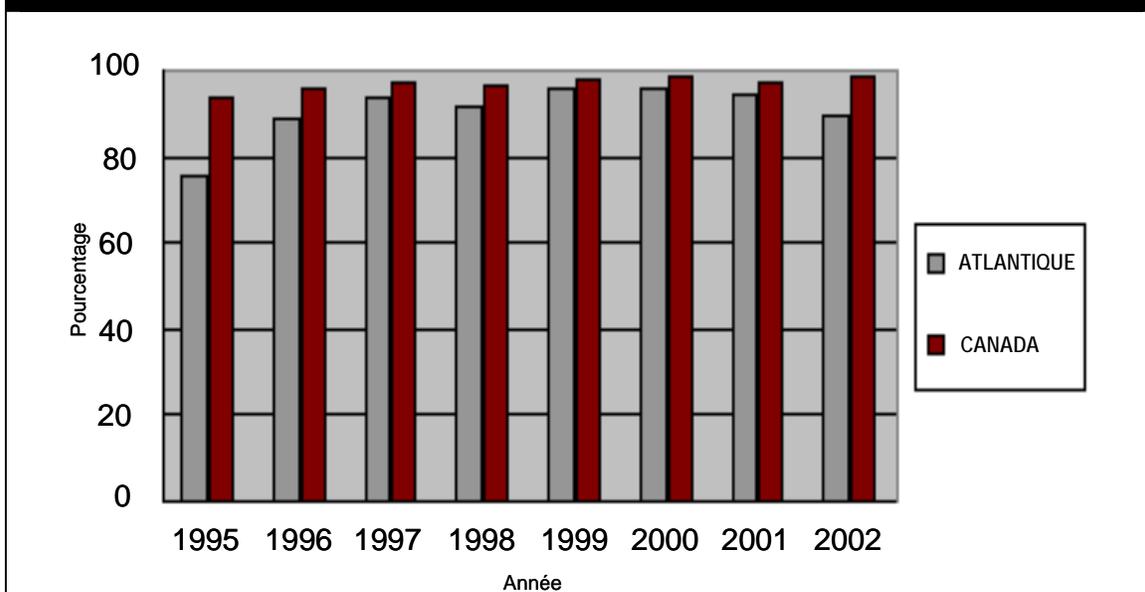
Tableau 5B					
Pourcentage et nombre de prestataires dont le nombre de semaines d'emploi assurable ne correspondait pas à la norme variable d'admissibilité					
Statistiques		Date de la perte d'emploi (T3 1997 - T4 1997)			
		Différence (en semaines)			
		0	1	2	2+
Total	%	0,97	1,03	1,60	96,40
	nombre	3 891	3 891	3 891	3 891
Hommes	%	1,06	0,70	0,92	97,32
	nombre	2 265	2 265	2 265	2 265
Femmes	%	0,86	1,43	2,46	95,24
	nombre	1 625	1 625	1 625	1 625
Atlantique	%	3,46	2,00	2,48	92,06
	nombre	1 500	1 500	1 500	1 500
Jeunes (15 à 24 ans)	%	1,76	1,37	0,80	96,07
	nombre	450	450	450	450
Dans la force de l'âge (25 à 54 ans)	%	0,77	0,99	1,77	96,47
	nombre	3 045	3 045	3 045	3 045
Âgés (55 ans et plus)	%	1,64	1,01	1,18	96,17
	nombre	385	385	385	385

Source : ECPIE (cohortes 9 et 10).

3.6 Période ayant suivi la réforme de l'assurance-emploi

On a procédé à des analyses supplémentaires pour étudier les changements qui se sont produits depuis la réforme de l'assurance-emploi. À partir des données trimestrielles de l'ECPIE, la figure 5 représente graphiquement le pourcentage de prestataires au Canada atlantique et dans l'ensemble du Canada qui ont accumulé un nombre de semaines d'emploi assurable excédant d'au moins deux semaines la norme variable d'admissibilité, sur une période de huit ans. La figure donne un aperçu des changements considérables survenus de 1995 à 1996, notamment dans la région de l'Atlantique. Au terme d'à peine deux ans, le processus d'adaptation semble terminé, et les fluctuations annuelles semblent aléatoires dans la plupart des cas. Le pourcentage de prestataires ayant accumulé au moins 70 heures de plus que la norme variable d'admissibilité est toujours plus élevé dans l'ensemble du Canada que dans les provinces de l'Atlantique. Toutefois, ce pourcentage a augmenté plus lentement dans l'ensemble du pays, pour culminer en 2000.

Figure 5
Variations annuelles du pourcentage de prestataires ayant accumulé un nombre de semaines d'emploi assurable excédant d'au moins deux semaines la norme variable d'admissibilité



3.7 Conclusions et recherches supplémentaires

La règle du dénominateur restreint l'admissibilité aux prestations dans le cas des particuliers qui présentent leur demande moins de deux semaines après avoir satisfait à la norme variable d'admissibilité. Cette règle semble avoir entraîné une diminution du nombre de personnes qui présentaient une demande après avoir tout juste accumulé le nombre minimal de semaines ou d'heures requis pour toucher des prestations. Cette incidence se fait même sentir davantage au cours de la deuxième année suivant la perte de l'emploi initial. Lorsqu'ils obtiennent un nouvel emploi, les travailleurs ont tendance à accumuler un nombre de semaines excédant la norme variable d'admissibilité. De plus, en 1997, on a observé une augmentation du nombre de personnes ayant travaillé au moins deux semaines de plus que la norme variable d'admissibilité.

D'un point de vue stratégique, il est intéressant de noter que les répercussions apparentes de la règle du dénominateur sont plus prononcées dans le Canada atlantique. Cette constatation corrobore les résultats d'autres recherches, selon lesquels la probabilité de perdre un emploi après avoir accumulé le nombre minimal de semaines exigé pour établir une période de prestations, est plus forte dans les régions qui affichent un taux de chômage élevé.

Annexe – La règle du dénominateur

Le 30 juin 1996, on a adopté une nouvelle méthode pour déterminer la rémunération assurable moyenne. D'après cette méthode, la rémunération assurable des 12 à 20 dernières semaines travaillées (selon la norme variable d'admissibilité de la région économique visée) est répartie sur un certain nombre de semaines correspondant au dénominateur.

Le dénominateur correspond au plus élevé des nombres suivants :

- le nombre de semaines de rémunération assurable au cours des 52 dernières semaines (maximum de 20);
- le nombre indiqué dans la colonne « Dénominateur » du tableau ci-dessous.

À la suite d'autres changements apportés le 1^{er} janvier 1997, le calcul du taux de prestations a été établi à partir de la rémunération assurable moyenne au cours des 26 dernières semaines de travail.

Le dénominateur correspond au plus élevé des nombres suivants :

- le nombre de semaines de rémunération assurable au cours des 26 dernières semaines;
- le nombre de semaines indiqué dans la colonne « Dénominateur » du tableau ci-dessous.

Tableau A1 Le dénominateur		
Taux de chômage régional	N^{bre} minimal de semaines de travail exigé pour être admissible aux prestations	Dénominateur
6 % et moins	20 semaines	20 (1996) – 22 (1997)
6,1 % à 7 %	19 semaines	20 (1996) – 21 (1997)
7,1 % à 8 %	18 semaines	20
8,1 % à 9 %	17 semaines	19
9,1 % à 10 %	16 semaines	18
10,1 % à 11 %	15 semaines	17
11,1 % à 12 %	14 semaines	16
12,1 % à 13 %	13 semaines	15
Plus de 13 %	12 semaines	14
Source : Le nouveau régime d'assurance-emploi, DRHC, 1996.		

Notes techniques

- Pour analyser ces résultats, il est nécessaire de bien saisir le déroulement de la réforme dans le temps. On doit comprendre que la règle du dénominateur a été instaurée au cours du second semestre de 1996. Cette mesure semble avoir entraîné des résultats différents en 1996 et en 1997, cette dernière année marquant la mise en œuvre intégrale de l'assurance-emploi et l'adoption du régime fondé sur les heures.
- Il importe également de comprendre le calendrier de l'ECPIE. Cette enquête a été menée sur une période correspondant au total à 20 trimestres de RE, couvrant la période qui a débuté au second semestre de 1995 pour se terminer au second semestre de 1997, de même que les troisièmes trimestres de 1998 et de 1999. Des données ont également été recueillies à partir du troisième trimestre de 2000 jusqu'au second trimestre de 2002. En ce qui concerne les analyses des tableaux, il importe de comparer des trimestres semblables afin d'éviter les effets saisonniers. Ainsi, on peut comparer la première paire de cohortes de l'ECPIE aux cohortes 5 et 6 pour avoir une idée de la première vague de réformes de l'assurance-emploi mises en œuvre au cours du second semestre de 1996. On peut établir une comparaison entre la seconde et la quatrième paire de cohortes de l'ECPIE (constituées de personnes ayant perdu leur emploi pendant le premier semestre de 1996 et le premier semestre de 1997, respectivement) pour déterminer l'incidence de la deuxième vague de réformes de l'assurance-emploi.
- Un simple cumul des semaines d'emploi assurable indiquées sur les RE permet de déterminer l'admissibilité des prestataires autres que les DEREMPA. Par exemple, si une personne a quitté son emploi sans motif valable, les heures indiquées sur le RE ne sont pas prises en compte dans le calcul. Elles le sont, par contre, si la personne a quitté son emploi pour accepter un autre emploi. Ainsi, dans certains cas, les personnes qui abusent du régime devront accumuler un plus grand nombre d'heures pour être admissibles aux prestations.
- On a pondéré les données utilisées à l'aide de facteurs de pondération provenant de Statistique Canada, pour faire en sorte que l'échantillon de l'ECPIE soit comparable à l'ensemble des personnes qui ont quitté le marché du travail.

4. Rapport de contrôle sur l'admissibilité à l'assurance-emploi et les semaines de prestations

4.1 Sommaire

L'un des principaux paramètres de l'évaluation globale du régime d'assurance-emploi (a.-e.) est la mesure dans laquelle les particuliers peuvent avoir accès aux prestations et en toucher durant les périodes de chômage. Au nombre des autres paramètres clés, mentionnons le nombre de semaines de prestations auxquelles un particulier a droit lorsqu'il est admissible à l'a.-e. Parmi les personnes ayant connu une période de chômage d'au moins deux semaines, seulement 49 % environ ont touché des prestations d'a.-e. peu après avoir perdu leur emploi. Toutefois, seulement 20 % d'entre eux n'y avaient pas droit parce qu'ils ont travaillé un nombre insuffisant d'heures ou de semaines pour répondre aux critères d'admissibilité. En vue d'analyser les raisons pour lesquelles les particuliers n'ont pas eu droit à l'assurance-emploi, le présent rapport de contrôle :

- fait appel à une méthode étape par étape pour examiner l'incidence de certaines règles de l'a.-e. faisant partie du processus d'admissibilité aux prestations (c'est-à-dire les règles concernant les heures de travail, les personnes qui deviennent ou redeviennent membres de la population active, les départs volontaires et les congédiements, les exclusions en raison de violations passées, le travail indépendant, le versement d'indemnités de départ, le fait de ne pas avoir besoin ou ne pas vouloir toucher de prestations d'a.-e., l'absence de recherche d'emploi et les demandes présentées en retard);
- vérifie la durée et la répartition des semaines d'admissibilité avant et après la réforme de l'assurance-emploi.

Données et méthode

Ce rapport s'appuie sur les données de l'Enquête canadienne par panel sur l'interruption d'emploi (ECPIE), ainsi que sur les données tirées des fichiers administratifs de l'assurance-emploi pour la période qui a précédé la réforme de l'a.-e. (du troisième trimestre de 1995 au deuxième trimestre de 1996) et la période qui a suivi (du premier au quatrième trimestre de 1997). La plus grande partie de l'analyse est axée sur les particuliers qui ont perdu un emploi durant l'une de ces périodes pour des raisons autres qu'un départ à la retraite, un retour aux études et un congé de maternité ou parental. Les pêcheurs ou ceux qui ont reçu des prestations de pêcheur sont également exclus. En outre, le sous-échantillon n'englobe que des personnes ayant été en chômage pendant plus de deux semaines consécutives.

L'analyse a été effectuée étape par étape pour étudier les personnes qui pouvaient être admissibles à l'assurance-emploi. La première étape consistait à déterminer quel pourcentage de personnes ayant quitté leur emploi, tiré de la base de données de l'ECPIE, avaient accumulé suffisamment d'heures d'emploi assurable pour être admissibles à

l'assurance-emploi dans la région économique où est survenue la perte d'emploi. L'étape suivante visait à déterminer quel pourcentage de travailleurs avaient toujours suffisamment d'heures pour être admissibles après l'application de la règle sur les personnes qui deviennent ou redeviennent membres de la population active. Une fois les deux premières étapes franchies, le processus par étapes s'est poursuivi pour chacun des autres motifs de non-admissibilité aux prestations d'assurance-emploi examinés dans le rapport.

L'analyse des semaines d'admissibilité a été réalisée en une seule étape puisque deux facteurs seulement déterminent l'admissibilité, soit le nombre d'heures d'emploi assurable et le taux de chômage dans la région économique où est présentée la demande d'assurance-emploi.

Principales constatations

En ce qui a trait au sous-échantillon de l'ECPIE étudié dans le rapport, l'ensemble des résultats indique qu'environ 49 % des gens ont établi leur période de prestations d'assurance-emploi dans les cinq premières semaines de chômage. Un nombre insuffisant d'heures d'emploi assurable n'est qu'une des raisons pour lesquelles les particuliers sans emploi ne peuvent toucher de prestations. Une mise en disponibilité technique ou un départ volontaire, l'absence de recherche d'emploi ainsi que les demandes présentées en retard figurent au nombre des principales raisons qui empêchent les particuliers de toucher des prestations d'assurance-chômage ou d'assurance-emploi.

La réforme de l'assurance-emploi n'a pas eu d'incidence majeure sur l'ensemble des niveaux d'admissibilité. Toutefois, elle favorise les particuliers qui travaillent plus de 35 heures par semaine. En conséquence, les hommes sont plus susceptibles de toucher des prestations d'assurance-emploi et ont droit à davantage de semaines de prestations. Par ailleurs, l'admissibilité des femmes a connu une baisse, car elles ont généralement tendance à travailler moins d'heures.

En ce qui a trait au nombre de semaines d'admissibilité, aucun changement notable n'a été observé dans le nombre moyen global de semaines d'admissibilité à la suite de la réforme de l'assurance-emploi, bien que celle-ci ait eu pour effet de réduire le nombre maximal de semaines de prestations, qui est passé de 50 à 45 semaines.

4.2 Introduction

L'un des principaux paramètres de l'évaluation globale du régime d'assurance-emploi (a.-e.) est la mesure dans laquelle les particuliers peuvent avoir accès aux prestations et en toucher durant les périodes de chômage. Parmi les particuliers ayant connu une période de chômage d'au moins deux semaines, seulement 49 % environ ont touché de l'assurance-emploi. Environ 20 % n'en ont pas touché parce qu'ils n'avaient pas accumulé suffisamment d'heures pour répondre aux critères d'admissibilité. Les 30 % qui restent n'en ont pas touché non plus pour d'autres raisons. Les raisons volontaires et involontaires de la non-admissibilité aux prestations d'assurance-emploi sont expliquées dans le rapport.

L'accès aux prestations d'assurance-emploi a fait l'objet de plusieurs études d'évaluation exhaustives au cours des dix dernières années. De plus, un travail considérable a été accompli en ce qui a trait au ratio de bénéficiaires de prestations d'a.-e. par rapport à la main-d'œuvre en chômage, ou ratio P/C¹². La question de l'accès est également examinée chaque année depuis le début du contrôle de l'assurance-emploi, en 1997. L'essentiel de ce travail se fonde sur un ensemble de recherches universitaires.

Les premiers rapports de contrôle à ce sujet étaient essentiellement axés sur les particuliers qui ne touchaient pas de prestations d'a.-e. en raison d'un nombre insuffisant d'heures d'emploi assurable. Tous ceux qui avaient accumulé suffisamment d'heures d'emploi assurable pour être admissibles aux prestations, mais qui n'en ont pas touché, étaient considérés comme n'ayant pas reçu de prestations d'a.-e. Cette approche reflétait le fait que la réforme de l'assurance-emploi incluait le passage vers un système fondé sur les heures de travail. De plus, les rapports précédents étaient davantage axés sur les raisons de ne pas toucher de prestations d'a.-e. et classaient les personnes qui n'y avaient pas eu droit dans différentes catégories. Même si le mode de répartition n'était pas parfait, il a permis d'effectuer une vérification raisonnable de l'importance relative des raisons de ne pas toucher de prestations d'assurance-emploi.

À l'instar du rapport de l'an dernier, le rapport de contrôle actuel examine aussi la non-admissibilité aux prestations d'a.-e. en passant en revue certaines règles faisant partie du processus d'admissibilité à l'assurance-emploi. Les raisons de ne pas toucher de prestations sont regroupées selon deux concepts importants : une distinction est d'abord établie entre les raisons volontaires et involontaires, puis une autre distinction est établie entre les raisons pour lesquelles des particuliers ne touchent pas de prestations d'a.-e. pendant toute la période de chômage par rapport à ceux qui ne font que retarder le versement des prestations.

Le document examine également le nombre de semaines pendant lesquelles un prestataire peut toucher des prestations d'a.-e., car l'admissibilité à court terme peut également mener à la non-admissibilité aux prestations d'a.-e. pendant une période de chômage. Il existe un lien possible avec la réforme de l'assurance-emploi, compte tenu du fait que le nombre maximal de semaines a été réduit de 50 à 45 semaines, et que le passage d'un système fondé sur les semaines de travail à un système fondé sur les heures pouvait modifier l'admissibilité d'une personne. On examine donc le lien entre les semaines d'admissibilité et l'épuisement des prestations d'assurance-emploi.

La majeure partie de l'analyse est axée sur les changements relatifs à la réforme de l'assurance-emploi, mais on se penche également sur les changements qui se sont produits depuis la réforme.

Ce rapport ne devrait pas être considéré comme le fin mot sur la non-admissibilité aux prestations d'assurance-emploi.

¹² Voir « Analyse de la couverture assurée par le régime d'assurance-emploi », Direction générale de la recherche appliquée, DRHC, W-98-35E.

D'autres versions du document paraîtront dans les années à venir. On remarquera à la lecture du texte que plusieurs questions n'ont pas encore été réglées sur le plan technique. Lorsqu'elles le seront, il pourrait se révéler utile de faire appel à des chercheurs externes afin qu'ils réexaminent ces aspects de l'assurance-emploi dans une perspective plus vaste.

4.3 Données et méthode

Dans le présent rapport, l'examen de l'admissibilité aux prestations d'assurance-emploi a été effectué selon un processus étape par étape. Par exemple, la première étape visait à déterminer le pourcentage de personnes ayant quitté leur emploi qui avaient accumulé suffisamment d'heures d'emploi assurable pour être admissibles à l'a.-e. dans la région économique où est survenue la perte d'emploi¹³. Dans le cas des personnes comptant suffisamment d'heures d'emploi assurable pour satisfaire aux exigences de leur région à cet égard, la prochaine étape consistait à déterminer si le nombre d'heures accumulées répondait aux exigences pour les personnes qui deviennent ou redeviennent membres de la population active (DEREMPA). Dans le cas des personnes ayant franchi la deuxième étape, l'intervention suivante consistait à examiner les règles régissant les départs volontaires et les congédiements. Ce processus séquentiel s'est poursuivi afin de tenir compte de six autres raisons possibles de ne pas toucher de prestations d'assurance-emploi.

Les résultats de ce type de démarche séquentielle dépendent, jusqu'à un certain point, de l'ordre dans lequel on tient compte des règles. Par exemple, il aurait été possible d'examiner d'abord le pourcentage de personnes ayant quitté leur emploi qui étaient toujours admissibles suivant l'adoption de la règle sur les DEREMPA (personnes qui deviennent ou redeviennent membres de la population active), et de se pencher ensuite sur la règle concernant les heures de travail pour la région économique où est survenue la perte d'emploi. Il convient toutefois de souligner que l'ordre n'a pas d'incidence notable sur l'ampleur des estimations. L'ordre retenu pour le présent rapport semblait le plus approprié pour fournir des réponses à certaines des questions soulevées à propos des raisons pour lesquelles des chômeurs ne touchent pas de prestations d'assurance-emploi.

L'analyse des semaines d'admissibilité a été effectuée en une seule étape, car deux facteurs seulement déterminent le nombre de semaines d'admissibilité : le nombre d'heures d'emploi assurable et le taux de chômage de la région économique où est présentée la demande de prestations d'assurance-emploi.

L'analyse présentée dans ce rapport repose sur des données tirées de l'Enquête canadienne par panel sur l'interruption d'emploi (ECPIE), qui sont reliées aux données administratives de l'assurance-emploi : la base de données des relevés d'emploi (RE) et le fichier du profil vectoriel (PV). L'ECPIE, effectuée par Statistique Canada au nom de DRHC, permet de recueillir des renseignements sur des échantillons de particuliers et leur ménage ayant connu une cessation d'emploi, laquelle est consignée dans le fichier administratif des RE de DRHC. L'enquête recueille des informations sur les caractéristiques personnelles du particulier et celles de son ménage, les raisons de la cessation d'emploi,

¹³ En principe, il s'agit de la région économique où la demande a été présentée. Toutefois, pour les besoins de l'analyse, on tient pour acquis que les particuliers ne déménagent pas pour présenter leur demande.

les antécédents professionnels détaillés, les activités de recherche d'emploi, la formation, le versement de prestations d'assurance-chômage ou d'assurance-emploi, l'aide sociale, ainsi que des renseignements sur les finances du ménage, y compris les actifs et les dettes.

Chaque participant à l'ECPIE a été interrogé deux fois, environ un an et deux ans après la cessation d'emploi en raison de laquelle il a participé à l'enquête. La première entrevue (vague 1) a été menée dans l'année suivant la cessation d'emploi, et la deuxième (vague 2) a eu lieu environ neuf mois après la première entrevue.

Depuis juillet 1996, l'ECPIE a permis de recueillir de l'information sur une période regroupant 20 trimestres au total, qui sont répartis comme suit :

- période qui a précédé la réforme de l'assurance-emploi : les particuliers ayant connu une cessation d'emploi au cours des quatre trimestres précédant la mise en œuvre de la réforme de l'a.-e. (c.-à-d. du troisième trimestre de 1995 au deuxième trimestre de 1996);
- mise en œuvre graduelle de la réforme de l'assurance-emploi : les particuliers ayant connu une cessation d'emploi durant la mise en œuvre graduelle de la réforme de l'a.-e. (c.-à-d. les troisième et quatrième trimestres de 1996);
- période qui a suivi la réforme de l'assurance-emploi : les particuliers ayant connu une cessation d'emploi au cours des quatre trimestres qui ont suivi la réforme de l'a.-e. (c.-à-d. du premier au quatrième trimestre de 1997);
- deux ans après la première phase (juin 1996) de mise en œuvre de l'assurance-emploi : les particuliers ayant connu une cessation d'emploi au cours du troisième trimestre de 1998;
- trois ans après la première phase (juin 1996) de mise en œuvre de l'assurance-emploi : les particuliers ayant connu une cessation d'emploi au cours du troisième trimestre de 1999;
- quatre ans après la première phase (juin 1996) de mise en œuvre de l'assurance-emploi : les particuliers ayant connu une cessation d'emploi au cours des quatre trimestres entre juillet 2000 et juin 2001;
- cinq ans après la première phase (juin 1996) de mise en œuvre de l'assurance-emploi : les particuliers ayant connu une cessation d'emploi au cours des quatre trimestres entre juillet 2001 et juin 2002, ce qui a permis d'effectuer l'analyse de l'année à l'étude en prévision du prochain *Rapport de contrôle et d'évaluation*.

Pour les besoins de cette étude, on a comparé la période qui a précédé la réforme de l'a.-e. à la période qui a suivi afin de mettre l'accent sur les changements qui y sont associés. L'analyse a porté plus précisément sur huit trimestres : les quatre trimestres qui ont précédé la réforme de l'a.-e. (du troisième trimestre de 1995 au deuxième trimestre de 1996) et les quatre trimestres qui ont suivi la réforme (du premier au quatrième trimestre de 1997). Il convient de signaler que le deuxième semestre de 1996 a été exclu de l'analyse parce qu'il correspondait à la période de mise en œuvre graduelle de la réforme de l'a.-e. Des analyses supplémentaires présentées à la fin du rapport ont pour but de vérifier si d'autres changements se sont produits depuis la période de la réforme de l'assurance-emploi.

L'analyse présentée dans ce rapport fait appel à un sous-échantillon provenant des données de l'ECPIE. Ce sous-échantillon est composé de répondants pour qui l'accessibilité aux prestations d'assurance-emploi était pertinente, de sorte qu'il ne comprend pas les particuliers ayant quitté leur emploi pour prendre leur retraite, pour retourner à l'école, ou pour prendre un congé de maternité ou parental. Les pêcheurs et les personnes ayant reçu des prestations de pêcheur sont également exclus, car ce groupe correspond à un segment différent du marché du travail. De plus, le sous-échantillon englobe uniquement des particuliers ayant connu plus de deux semaines de chômage, car les prestations ne peuvent être touchées pendant les deux premières semaines.

Les données de l'ECPIE ont d'abord été reliées au RE pour obtenir une estimation du nombre d'heures d'emploi admissibles de chaque particulier. Les données mises à jour ont ensuite été reliées au profil vectoriel, afin de déterminer si le particulier avait touché des prestations d'assurance-emploi et d'établir une autre estimation du nombre d'heures d'emploi admissibles accumulées par ce particulier.

Dans le cadre de l'analyse, les calculs visant à déterminer le nombre d'heures assurables étaient fondés sur le nombre d'heures le plus élevé, provenant soit du fichier des RE soit du profil vectoriel. On a procédé de cette façon parce que le fichier des RE n'est pas mis à jour à la suite de tout nouveau calcul effectué par les agents locaux. En conséquence, un particulier peut sembler non admissible si l'on ne tient compte que du fichier des RE, mais il peut compter suffisamment d'heures si l'on tient compte de l'estimation révisée dans le profil vectoriel. Réciproquement, il est possible que le RE indique plus d'heures que le PV. Cela peut se produire dans les cas où le particulier a accumulé suffisamment d'heures selon l'agent local pour toucher des prestations maximales. Cette situation se voit le plus fréquemment chez les travailleurs qui occupent plus d'un emploi, et qui ont accumulé un nombre d'heures largement suffisant pour être admissibles aux prestations maximales sans compter les heures de tous leurs emplois.

4.4 Admissibilité à l'assurance-emploi

Cette section comporte un examen par étapes des répercussions de chaque règle sur l'admissibilité. La première étape consistait à évaluer l'incidence de la règle concernant les heures de travail. Ainsi, les premiers calculs visaient à déterminer quelle proportion de particuliers comptaient un nombre d'heures suffisant pour satisfaire aux exigences relatives aux heures de travail selon leur région économique. La prochaine étape devait déterminer quel pourcentage de travailleurs, parmi ceux ayant accumulé suffisamment d'heures de travail, étaient toujours admissibles après l'application de la règle liée aux DEREMPA (personnes qui deviennent ou redeviennent membres de la population active). Dans le cas des personnes ayant franchi les deux premières étapes, l'intervention suivante consistait à évaluer l'incidence des règles applicables aux travailleurs qui avaient quitté leur emploi volontairement ou qui avaient été congédiés. Le processus par étapes s'est poursuivi pour les autres raisons qui ont empêché les chômeurs de toucher des prestations. L'ordre dans lequel les étapes sont examinées est le suivant :

- l'incidence de la règle concernant les heures de travail;

- les personnes qui deviennent ou redeviennent membres de la population active;
- les départs volontaires et les congédiements;
- l'exclusion en raison d'une violation passée;
- le travail indépendant;
- l'indemnité de départ;
- le fait de ne pas avoir besoin ou de ne pas vouloir toucher d'assurance-emploi;
- l'absence de recherche d'emploi;
- les demandes présentées en retard.

Il est important de signaler qu'il peut y avoir parmi les données des exceptions qui vont au-delà de la portée de la présente analyse. Par exemple, l'analyse s'appuie sur le principe voulant que tous les particuliers qui quittent leur emploi volontairement ne soient pas admissibles aux prestations d'assurance-emploi; en réalité, bon nombre d'entre eux en reçoivent¹⁴. Tenter de distinguer ceux qui ont quitté leur emploi pour un motif valable du nombre total de départs volontaires dépasse la portée du présent rapport.

Les raisons qui expliquent la non-admissibilité aux prestations d'assurance-emploi se répartissent en deux catégories : volontaires ou involontaires. Bien que l'on puisse prétendre en bout de ligne que toutes les raisons sont, dans une certaine mesure, fonction du choix que fait un particulier à un moment donné, une ou deux semaines après la cessation d'emploi, certains facteurs sont indépendants de la volonté de cette personne. Dans la liste des neuf raisons énumérées ci-dessus, les six premières sont jugées involontaires, et les trois dernières (p. ex., « ne pas avoir besoin ou ne pas vouloir toucher d'a.-e. ») sont considérées comme des raisons volontaires de ne pas toucher de prestations d'assurance-emploi.

4.4.1 Répercussions de la règle concernant les heures de travail

Le passage du régime fondé sur les semaines de travail au régime fondé sur les heures est l'une des principales caractéristiques de la réforme de l'assurance-emploi. En vertu du nouveau régime, on détermine le nombre d'heures requis pour toucher des prestations d'a.-e. en prenant le nombre de semaines qui auraient été exigées selon l'ancien régime et en le multipliant par 35. Cela signifie que les particuliers qui travaillent plus de 35 heures par semaine sont favorisés par le nouveau régime. Par conséquent, il est possible que la moyenne des particuliers soit avantagée par la réforme de l'assurance-emploi, étant donné que ceux-ci travaillent en moyenne un peu plus de 35 heures par semaine. En outre, les emplois de moins de 15 heures de travail par semaine sont désormais pris en compte

¹⁴ Voir le « Rapport de contrôle sur le versement de prestations d'AE selon les motifs de cessation d'emploi », DRHC, Contrôle et évaluation de l'assurance-emploi 2002.

en vertu de l'assurance-emploi, tandis que seuls les emplois comptant au moins 15 heures par semaine étaient couverts avant la réforme. Ainsi, les particuliers qui travaillent moins de 15 heures par semaine seraient également admissibles aux prestations d'a.-e. Toutefois, cela leur prendra plus de temps à accumuler le nombre d'heures requis pour être admissibles aux prestations.

Le tableau 1 présente une ventilation du pourcentage de particuliers qui comptaient suffisamment d'heures ou de semaines de travail sur leur RE pour être admissibles à l'a.-e. Les statistiques *t* ont été établies pour vérifier l'hypothèse selon laquelle il existe un écart considérable entre les moyennes avant et après la réforme de l'assurance-emploi. En examinant le tableau 1 et les tableaux correspondant aux autres raisons pour lesquelles une personne peut ne pas toucher de prestations d'a.-e., il est important de noter que « N » correspond au nombre d'observations échantillonnées dans la première colonne. Cette information donne une mesure informelle de la fiabilité de l'échantillon. La valeur de N diminue d'un tableau à l'autre, à mesure que les particuliers perdent leur capacité à être admissibles aux prestations d'a.-e. suivant l'application séquentielle des règles de l'assurance-emploi. Il convient toutefois de signaler qu'il n'est pas possible d'établir les valeurs successives de N à partir du pourcentage de particuliers admissibles. Par exemple, au tableau 1, 81 % des 8 128 particuliers avaient travaillé suffisamment d'heures pour être admissibles, ce qui ne correspond pas au total (N = 6 662 particuliers) apparaissant au tableau 2. Cela s'explique par le fait que les pourcentages indiqués dans les tableaux se fondent sur des données pondérées.

Le tableau 1 montre qu'environ 81 % des personnes ayant quitté leur emploi, dans l'échantillon tiré de l'ensemble de données de l'ECPIE, comptaient suffisamment de semaines d'emploi assurable pour être admissibles aux prestations. Ce chiffre est demeuré sensiblement le même après la réforme de l'assurance-emploi¹⁵.

Le tableau 1 renferme également différentes combinaisons de semaines et d'heures de travail. Tant les semaines que les heures sont examinées, car le passage au système fondé sur les heures de travail a joué sur le nombre de semaines requises pour être admissible. Par exemple, les particuliers ayant travaillé plus de 35 heures pouvaient accumuler un moins grand nombre de semaines et être tout de même admissibles à l'assurance-emploi. Le tableau 1 montre que ceux qui ont travaillé le moins d'heures ont été les plus touchés par la règle concernant les heures de travail.

Bien que le pourcentage total de personnes comptant suffisamment de semaines ou d'heures pour être admissibles à l'assurance-emploi/assurance-chômage dans leur région économique n'ait pas changé de façon significative entre les périodes antérieure et postérieure à la réforme de l'a.-e., certains groupes ont été plus touchés que d'autres :

- Les femmes constituent une catégorie affichant un taux élevé de travail à temps partiel, et on a remarqué une baisse considérable du pourcentage de femmes ayant travaillé suffisamment d'heures pour être admissibles à l'assurance-emploi durant la période qui a suivi la réforme de l'a.-e. (une baisse de 83,2 % à 77,4 %);

¹⁵ En principe, la statistique *t* de 1,72 pourrait être jugée significative. Toutefois ce nombre était inférieur au niveau de signification pour certaines versions du rapport et de la base de données. Il a donc été convenu de ne pas conclure que l'admissibilité avait diminué à la suite de la réforme de l'assurance-emploi.

- La région la plus touchée par la règle concernant les heures de travail était les Prairies (avec une baisse de 81 % à 75,4 %);
- Le pourcentage de personnes qui comptaient un nombre d'heures suffisant pour être admissibles aux prestations d'a.-e., parmi celles qui ont travaillé plus de 26 semaines à raison de moins de 35 heures par semaine, a également connu une baisse considérable (de 90,2 % à 75,5 %) pendant la période qui a suivi la réforme. Comme les femmes travaillent généralement moins d'heures, elles seraient plus touchées par ce changement.

Tableau 1				
Pourcentage de chômeurs comptant suffisamment de semaines ou d'heures pour être admissibles aux prestations, selon leur région économique				
	Période qui a précédé la réforme de l'a.-e. (T3 1995 – T2 1996)¹	Période qui a suivi la réforme de l'a.-e. (T1 – T4 1997)¹	Statistique <i>t</i>	N
Total	81,2	79,1	-1,72	8 128
Caractéristiques personnelles				
Sexe				
Hommes	79,6	80,6	0,62	4 690
Femmes	83,2	77,4	-3,12	3 437
Âge				
Jeunes (15 à 24 ans)	72,7	68,3	-1,19	1 214
Dans la force de l'âge (25 à 54 ans)	82,6	80,8	-1,34	6 145
Âgés (55 ans et plus)	85,3	84,3	-0,28	749
Région				
Atlantique	82,8	80,3	-1,69	2 579
Québec	80,7	80,4	-0,14	1 053
Ontario	80,7	77,4	-1,18	925
Prairies	81,0	75,4	-3,21	2 537
Colombie-Britannique	82,7	83,5	0,40	1 034
Semaines et heures de travail				
Moins de 27 semaines				
<35 heures	45,5	37,9	-1,12	348
35 heures et plus	61,9	62,2	0,10	1 666
Plus de 26 semaines				
<35 heures	90,2	75,5	-5,38	1 226
35 heures et plus	88,8	90,8	1,74	4 749
Remarque :				
1. Se rapporte à la date de la perte d'emploi initiale.				
Source : ECPIE				

4.4.2 Personnes qui deviennent ou redeviennent membres de la population active

Le fait de compter suffisamment d'heures de travail pour répondre aux exigences d'admissibilité selon la région économique où l'emploi a été perdu, ne suffit pas pour garantir qu'un particulier sera admissible à l'assurance-emploi. À l'heure actuelle, les personnes qui deviennent ou redeviennent membres de la population active (DEREMPA)¹⁶ doivent travailler 910 heures pour être admissibles à l'a.-e., peu importe le taux de chômage de la région où ils se trouvent. Ce nombre d'heures est plus élevé que les 700 heures exigées (ou l'équivalent de 20 semaines à raison de 35 heures par semaine en vertu du régime d'assurance-chômage). Le rapport n'examine pas la question des DEREMPA en détail puisqu'elle a déjà fait l'objet d'un examen dans d'autres études de contrôle et d'évaluation. Le rapport visait plutôt à inclure les répercussions de la règle concernant les DEREMPA dans cette analyse séquentielle des raisons pour lesquelles une personne n'a pas droit aux prestations d'assurance-emploi.

Le tableau 2A montre que 96 % à 98 % environ des particuliers qui comptaient assez d'heures pour être admissibles aux prestations d'a.-e. (tableau 1), y avaient toujours droit après l'application de la règle sur les DEREMPA. Cela laisse entendre que près de 2 % à 4 % des particuliers qui comptaient suffisamment d'heures dans le tableau 1 ont perdu leur droit aux prestations d'assurance-emploi à la suite de l'application de la règle sur les DEREMPA.

¹⁶ Une personne est considérée comme une personne qui devient ou redevient membre de la population active (DEREMPA) si elle a travaillé moins de 14 semaines dans les douze mois qui précèdent l'année au cours de laquelle le relevé d'emploi a été produit. Environ 20 % des prestataires éventuels sont considérés comme des DEREMPA (voir *Les répercussions de l'assurance-emploi sur les personnes qui deviennent ou redeviennent membres de la population active*, dans cette série). Cela diffère des 16 % mentionnés dans le présent rapport, étant donné qu'un nombre démesuré de personnes qui deviennent membres de la population active ne satisfont pas au critère d'admissibilité lié au nombre d'heures.

Tableau 2A
Pourcentage de chômeurs comptant suffisamment
de semaines ou d'heures pour avoir droit aux prestations, et
qui sont admissibles en vertu de la règle sur les DEREMPA

	Période qui a précédé la réforme de l'a.-e. (T3 1995 – T2 1996) ¹	Période qui a suivi la réforme de l'a.-e. (T1 – T4 1997) ¹	Statistique <i>t</i>	N
Total	97,5	95,8	-2,72	6 662
Caractéristiques personnelles				
Sexe				
Hommes	97,6	95,8	-2,00	3 781
Femmes	97,4	95,8	-1,84	2 880
Âge				
Jeunes (15 à 24 ans)	92,6	88,0	-1,65	907
Dans la force de l'âge (25 à 54 ans)	98,2	96,9	-2,05	5 104
Âgés (55 ans et plus)	99,6	97,5	-1,53	634
Région				
Atlantique	97,6	94,6	-3,58	2 124
Québec	96,0	94,6	-0,89	864
Ontario	98,2	96,9	-1,07	768
Prairies	98,2	96,2	-2,67	2 065
Colombie-Britannique	98,2	96,2	-2,05	841
Semaines et heures de travail				
Moins de 27 semaines				
<35 heures	92,8	80,1	-1,57	177
35 heures et plus	93,5	89,0	-1,67	1 085
Plus de 26 semaines				
<35 heures	97,2	95,0	-1,52	1 100
35 heures et plus	98,8	98,3	-0,98	4 190
Remarque :				
1. Se rapporte à la date de la perte d'emploi initiale.				
Source : ECPIE				

La comparaison des résultats avant et après la réforme de l'assurance-emploi montre un déclin, faible mais significatif, du pourcentage de personnes qui demeuraient admissibles après la réforme, une fois prise en compte la règle sur les DEREMPA. En observant les différences selon le sexe et la région, on remarque que les hommes et les femmes accusent une légère baisse à ce chapitre à la suite de la réforme de l'a.-e. Chez les prestataires des Prairies, de la Colombie-Britannique et du Canada atlantique, le pourcentage a également chuté, mais de façon considérable, après la réforme de l'assurance-emploi. La raison pour laquelle la règle applicable aux DEREMPA a de plus grandes répercussions dans ces régions est expliquée dans une autre évaluation périodique comprise dans la série¹⁷.

¹⁷ Voir « Les répercussions de l'assurance-emploi sur les personnes qui deviennent ou redeviennent membres de la population active », Contrôle et évaluation de l'assurance-emploi, DRHC.

Tableau 2B				
Pourcentage de chômeurs comptant suffisamment de semaines ou d'heures pour être admissibles aux prestations, et qui sont des DEREMPA				
	DEREMPA		DEREMPA comptant suffisamment d'heures	
	Période qui a précédé la réforme de l'a.-e. (T3 1995 – T2 1996)¹	Période qui a suivi la réforme de l'a.-e. (T1 – T4 1997)¹	Période qui a précédé la réforme de l'a.-e. (T3 1995 – T2 1996)¹	Période qui a suivi la réforme de l'a.-e. (T1 – T4 1997)¹
Total	16,6	16,2	84,8	73,9
Caractéristiques personnelles				
Sexe				
Hommes	15,9	15,4	84,7	72,8
Femmes	17,4	17,1	84,9	75,1
Âge				
Jeunes (15 à 24 ans)	32,8	38,0	77,5	68,4
Dans la force de l'âge (25 à 54 ans)	14,0	12,9	86,9	76,3
Âgés (55 ans et plus)	11,5	11,5	96,3	78,3
Région				
Atlantique	12,0	14,7	80,2	63,3
Québec	14,5	16,9	72,6	68,2
Ontario	21,3	14,8	91,7	79,4
Prairies	15,5	17,7	88,5	78,6
Colombie-Britannique	15,1	17,0	88,3	77,6
Semaines et heures de travail				
Moins de 27 semaines				
<35 heures	25,7	33,1	72,1	39,8
35 heures et plus	22,7	28,1	71,1	60,9
Plus de 26 semaines				
<35 heures	19,8	15,7	86,0	68,1
35 heures et plus	13,7	12,8	90,9	86,6
Remarque :				
1. Se rapporte à la date de la perte d'emploi initiale.				
Source : ECPIE				

Le tableau 2B fournit une explication de la raison pour laquelle la règle sur les DEREMPA ne touche qu'environ 2 % à 4 % des particuliers. Tout d'abord, environ 16 % seulement des personnes constituant l'échantillon se sont retrouvées dans la catégorie des DEREMPA. Les deux dernières colonnes du tableau 2B indiquent qu'environ 15 % à 26 % de celles qui se trouvaient dans cette catégorie ne comptaient pas suffisamment d'heures pour être admissibles aux prestations d'assurance-emploi. Cela laisse supposer qu'environ de 2 % à 4 % des prestataires potentiels ne seraient pas admissibles à la suite de l'adoption de la règle sur les DEREMPA.

4.4.3 Départs volontaires et congédiements

Si une personne quitte volontairement son emploi ou est congédiée pour inconduite, elle se voit refuser des prestations d'assurance-emploi à moins de circonstances atténuantes¹⁸. Ce règlement a été adopté durant les réformes de l'assurance-chômage de 1993 sous sa forme actuelle, et aucun changement important n'a été apporté depuis la réforme de l'assurance-emploi.

Tableau 3				
Pourcentage de chômeurs admissibles en vertu des conditions énoncées au tableau 2A, qui n'ont pas quitté leur emploi ni été congédiés				
	Période qui a précédé la réforme de l'a.-e. (T3 1995 – T2 1996)¹	Période qui a suivi la réforme de l'a.-e. (T1 – T4 1997)¹	Statistique t	N
Total	84,3	83,9	-0,33	6 527
Caractéristiques personnelles				
Sexe				
Hommes	85,7	84,7	-0,48	3 702
Femmes	82,9	82,8	-0,04	2 824
Âge				
Jeunes (15 à 24 ans)	73,5	70,4	-0,64	852
Dans la force de l'âge (25 à 54 ans)	85,8	85,4	-0,27	5 032
Âgés (55 ans et plus)	88,8	88,8	0,00	626
Région				
Atlantique	92,6	91,2	-1,02	2 079
Québec	88,7	86,8	-0,70	834
Ontario	80,3	83,0	0,77	760
Prairies	80,1	75,5	-2,07	2 032
Colombie-Britannique	82,3	82,7	0,13	822
Semaines et heures de travail				
Moins de 27 semaines				
<35 heures	52,1	72,2	1,87	168
35 heures et plus	87,8	84,3	-1,05	1 026
Plus de 26 semaines				
<35 heures	84,1	79,4	-1,28	1 079
35 heures et plus	84,8	85,1	0,21	4 147
Remarque :				
1. Se rapporte à la date de la perte d'emploi initiale.				
Source : ECPIE				

¹⁸ Cette hypothèse, formulée dans le « Rapport de contrôle sur le versement de prestations d'AE selon les motifs de cessation d'emploi », DRHC, Contrôle et évaluation de l'assurance-emploi 2002, s'est révélée fautive pour une part importante des cas de congédiement.

Le tableau 3 présente les résultats lorsque les règles générales concernant les départs volontaires et les congédiements s'appliquent aux particuliers qui demeuraient admissibles aux prestations d'assurance-emploi, une fois prises en compte les conditions énoncées au tableau 2A. Ces résultats doivent toutefois être considérés avec prudence, puisque l'analyse s'appuie sur le principe selon lequel les personnes qui n'ont pas reçu de prestations et qui ont démissionné ou été congédiées ont dû se voir refuser des prestations. Tenter de mieux comprendre cet élément en tenant compte des circonstances atténuantes dépasse la portée de la présente analyse.

En ce qui concerne la période qui a suivi la réforme de l'assurance-emploi, les résultats du tableau 3 indiquent que, en vertu de la règle concernant les heures de travail et de la règle sur les DEREMPA, environ 16 % des particuliers qui comptaient suffisamment d'heures pour être admissibles n'avaient pas droit aux prestations d'a.-e. lorsque les règles générales concernant les départs volontaires et les congédiements étaient prises en compte.

Les résultats sont semblables pour les périodes antérieure et postérieure à la réforme de l'a.-e. La seule exception est la région des Prairies, où l'on a observé une hausse considérable du nombre de particuliers exclus (qui est passé de 19,9 % à 24,5 %) au cours de la période qui a suivi la réforme de l'assurance-emploi.

Les données sur les semaines et les heures de travail montrent que le groupe le plus touché par les règles relatives aux départs volontaires et aux congédiements est celui des particuliers qui ont travaillé moins de 27 semaines à raison de moins de 35 heures par semaine. On ne remarque aucune autre différence importante découlant de la réforme de l'assurance-emploi.

4.4.4 Exclusions en raison de violation antérieure

Les particuliers qui sont pris à abuser du régime d'assurance-emploi encourent des pénalités, tant pour les demandes actuelles que pour les demandes subséquentes. Ils peuvent également faire l'objet de poursuites judiciaires. Une violation demeure dans l'historique de violation du particulier pendant cinq ans ou pour les deux prochaines demandes, selon la période la plus courte. Depuis janvier 1997, les contrevenants doivent satisfaire à des exigences d'admissibilité plus élevées fondées sur l'historique de violation depuis juin 1996, et sur la gravité des violations antérieures. Selon la valeur de la fraude, la norme d'admissibilité peut être majorée jusqu'à un maximum de 75 %. Dans le cas des prestataires ayant déjà commis une fraude, la norme d'admissibilité double pour atteindre un maximum de 40 semaines.

Le tableau 4 montre que la norme d'admissibilité applicable à certains particuliers a été haussée à la suite de changements apportés au cours de la réforme de l'assurance-emploi. À l'heure actuelle, aucun moyen ne permet d'identifier les particuliers qui ont perdu leur droit aux prestations d'a.-e. en raison de violations antérieures. On peut toutefois supposer que les répercussions sont négligeables par rapport à l'ensemble de la population puisque la proportion de prestataires touchés par cette disposition est faible. En raison de la petite taille du groupe, seules les répercussions totales sont indiquées au tableau 4.

4.4.5 Travailleurs autonomes

En règle générale, les travailleurs autonomes n'ont pas droit aux prestations d'a.-e. Ils peuvent toutefois présenter une demande de prestations dans certaines circonstances (s'ils travaillent à titre d'employés contractuels, par exemple) en se fondant sur les heures d'emploi assurable d'un travail différent du travail autonome. Le tableau 4 montre le pourcentage de particuliers qui demeureraient admissibles à l'assurance-emploi une fois le travail autonome pris en compte. Les résultats du tableau 4 indiquent que peu de particuliers étaient touchés par cet aspect de l'assurance-emploi.

Il convient de remarquer, toutefois, que les résultats présentés au tableau 4 sont beaucoup moins élevés que ceux que l'on retrouve dans une étude de la Direction générale de la recherche de DRHC sur le ratio P/C¹⁹. Cela s'explique par le fait que le résultat provenant de l'ECPIE au tableau 4 n'inclut pas le travail familial non rémunéré. De plus, le résultat de l'ECPIE est plus bas parce que, dans bien des cas, les travailleurs autonomes sans emploi ne remplissent pas de formulaire de RE et ne sont donc pas inclus dans l'enquête de l'ECPIE.

Tableau 4				
Pourcentage de chômeurs qui sont admissibles en vertu des conditions énoncées au tableau 3				
Total	Période qui a précédé la réforme de l'a.-e. (T3 1995 – T2 1996)¹	Période qui a suivi la réforme de l'a.-e. (T1 – T4 1997)¹	Statistique t	N
Aucune fraude antérieure	100,0	99,8	-1,66	6 054
N'est pas un travailleur autonome	99,1	99,2	0,19	6 054
Remarque :				
1. Se rapporte à la date de la perte d'emploi initiale.				
Source : ECPIE				

4.4.6 Indemnités de cessation d'emploi

Si un particulier a reçu une indemnité de départ ou de cessation d'emploi, ou encore une paye de vacances lorsqu'il a été mis à pied, cette somme d'argent doit être utilisée avant qu'il ne puisse faire une demande de prestations d'a.-e. Cette mesure n'a pas changé depuis la réforme de l'assurance-emploi.

La portée des répercussions de cette règle sur la capacité d'être admissible à l'a.-e. est quelque peu ambiguë. Si une personne se trouve un emploi avant que son indemnité de départ ne soit épuisée, cette personne aura connu une période de chômage sans recevoir de prestations d'a.-e. Par exemple, un particulier qui obtiendrait une entente d'indemnité

¹⁹ Dans « l'Analyse de la couverture assurée par le régime d'assurance-emploi », Direction générale de la recherche appliquée, DRHC, W-98-35E, la figure 4.2 montre qu'environ 8 % des travailleurs sans emploi n'étaient pas couverts parce qu'ils étaient des travailleurs indépendants ou des travailleurs familiaux non rémunérés.

de départ correspondant à dix semaines de prestations d'a.-e., ne serait pas admissible à l'a.-e. si sa période de chômage durait huit semaines. Toutefois, si la même personne avait été en chômage pendant 20 semaines, elle aurait touché des prestations, mais seulement pendant dix semaines. Dans le dernier cas, il est possible de faire valoir que le particulier n'était réellement pas admissible parce qu'il ne pouvait recevoir des prestations d'a.-e. que pour la moitié de ses 20 semaines de chômage.

Pour les besoins du présent rapport et pour permettre la création du tableau 5, il était nécessaire d'établir un seuil pour le nombre de semaines couvertes par l'indemnité de cessation d'emploi, qui pouvait en sorte qu'un particulier n'ait pas droit aux prestations d'a.-e. Ainsi, toute personne ayant reçu une indemnité de cessation d'emploi correspondant à plus de cinq semaines était considérée non admissible à l'a.-e. Le choix de cette définition découle d'une analyse informelle, qui a révélé que la plupart des demandes ordinaires sont établies avant ce délai.

Le tableau 5 indique le nombre de personnes qui demeuraient admissibles aux prestations d'assurance-emploi après la prise en compte des conditions énoncées au tableau 4 et de l'indemnité de cessation d'emploi.

Tableau 5 Pourcentage de chômeurs admissibles en vertu des conditions énoncées au tableau 4, qui ont touché une indemnité de cessation d'emploi correspondant à cinq semaines ou moins				
	Période qui a précédé la réforme de l'a.-e. (T3 1995 – T2 1996) ¹	Période qui a suivi la réforme de l'a.-e. (T1 – T4 1997) ¹	Statistique <i>t</i>	N
Total	90,3	88,1	-1,89	6 004
Caractéristiques personnelles				
Sexe				
Hommes	91,7	88,4	-2,15	3 434
Femmes	88,8	87,7	-0,55	2 570
Âge				
Jeunes (15 à 24 ans)	88,1	81,9	-1,52	724
Dans la force de l'âge (25 à 54 ans)	91,1	89,8	-0,98	4 681
Âgés (55 ans et plus)	87,0	81,7	-1,23	584
Région				
Atlantique	93,8	95,7	1,70	1 984
Québec	94,0	92,1	-0,97	774
Ontario	88,4	81,1	-2,38	689
Prairies	86,8	86,1	-0,42	1 819
Colombie-Britannique	86,7	89,9	1,37	738

Tableau 5 (suite) Pourcentage de chômeurs admissibles en vertu des conditions énoncées au tableau 4, qui ont touché une indemnité de cessation d'emploi correspondant à cinq semaines ou moins				
	Période qui a précédé la réforme de l'a.-e. (T3 1995 – T2 1996) ¹	Période qui a suivi la réforme de l'a.-e. (T1 – T4 1997) ¹	Statistique <i>t</i>	N
Semaines et heures de travail				
Moins de 27 semaines				
<35 heures	95,8	76,7	-2,25	124
35 heures et plus	89,7	88,8	-0,26	945
Plus de 26 semaines				
<35 heures	92,6	86,5	-2,36	979
35 heures et plus	89,6	88,6	-0,68	3 853
Remarque :				
1. Se rapporte à la date de la perte d'emploi initiale.				
Source : ECIPIE				

Le tableau 5 montre que 12 % des particuliers qui auraient été admissibles en vertu des conditions énoncées au tableau 4, n'ont pas touché de prestations d'a.-e. en raison de la règle sur les indemnités de cessation d'emploi. La réforme de l'assurance-emploi n'a pas eu de répercussions importantes sur ce résultat global. Cependant, en observant les écarts entre les sexes et les régions, on remarque une hausse considérable du pourcentage d'hommes non admissibles à l'a.-e. pendant la période qui a suivi la réforme, une fois prise en compte la règle sur les indemnités de départ (de 8,3 % à 11,6 %). On remarque également une augmentation importante de l'écart dans le cas de l'Ontario (de 11,6 % à 18,9 %). Le tableau 5 montre aussi que chez les particuliers qui ont travaillé moins de 35 heures par semaine, le pourcentage de ceux qui n'étaient pas admissibles à l'a.-e. après la réforme a augmenté considérablement en raison de la règle sur les indemnités de départ (de 4,2 % à 23,3 % dans le cas des personnes qui ont travaillé moins de 27 semaines, et de 7,4 % à 13,5 % chez ceux qui ont travaillé plus de 26 semaines).

4.4.7 Particuliers ne voulant pas ou n'ayant pas besoin de prestations d'assurance-emploi

Quelques-uns des particuliers qui seraient admissibles à l'a.-e. peuvent avoir des raisons de ne pas présenter de demande. Ils peuvent, par exemple, ne pas avoir besoin d'argent, considérer que le fait de toucher des prestations d'a.-e. serait trop compliqué pour eux ou ne pas vouloir faire de demande tout simplement. On s'attend à ce que leur taux de participation soit faible.

Le tableau 6 indique que ce groupe est de taille très réduite et que la réforme de l'a.-e. n'a pas eu de répercussions considérables de ce côté. Pendant la période qui a suivi la réforme, le pourcentage de personnes qui auraient été admissibles aux prestations, mais qui n'ont pas fait de demande est demeuré inférieur à 2 %. Compte tenu de la petite taille de ce groupe, le tableau 6 ne fournit que des informations au niveau agrégé.

Tableau 6				
Pourcentage de chômeurs admissibles en vertu des conditions énoncées au tableau 5, qui ne voulaient pas ou n'avaient pas besoin de prestations d'a.-e.				
	Période qui a précédé la réforme de l'a.-e. (T3 1995 – T2 1996)¹	Période qui a suivi la réforme de l'a.-e. (T1 – T4 1997)¹	Statistique <i>t</i>	N
Total	98,9	98,4	-1,33	5 470
Remarque :				
1. Se rapporte à la date de la perte d'emploi initiale.				
Source : ECPIE				

Notons qu'il s'agit de la première des raisons de ne pas toucher de prestations d'assurance-emploi pouvant être considérée comme volontaire. Cette raison et les deux raisons suivantes abordées dans ce rapport diffèrent des six premières, car elles peuvent être considérées comme dépendantes de la volonté du prestataire potentiel.

4.4.8 Recherche d'emploi

Selon la loi, chaque prestataire d'a.-e. doit être prêt à travailler, en mesure de le faire et rechercher activement un emploi pendant qu'il reçoit des prestations. Le versement des prestations ne débute pas avant que le processus de recherche d'emploi ne soit amorcé. Si la personne qui a quitté son emploi n'a pas commencé à chercher du travail au début de la cinquième semaine, l'absence de recherche d'emploi est donc invoquée comme motif de non-admissibilité aux prestations.

Le tableau 7 présente les résultats pour les personnes qui étaient toujours admissibles aux prestations d'assurance-emploi après la prise en compte des conditions énoncées au tableau 6, et dont la période de recherche d'emploi était admissible. Une question posée dans le cadre de l'ECPIE a permis de relever l'absence de recherche d'emploi²⁰.

En comparant les résultats avant et après la réforme de l'assurance-emploi, on remarque une augmentation appréciable (de 24,2 % à 28,1 %) du nombre de personnes n'ayant pas touché de prestations d'a.-e. en raison de l'absence de recherche d'emploi. Cela s'explique vraisemblablement par les fluctuations du taux de participation de la population active liées à l'environnement macroéconomique.

En examinant les résultats détaillés selon le sexe et l'âge, et en comparant les périodes antérieure et postérieure à la réforme de l'a.-e. figurant au tableau 7, on constate une hausse importante de la proportion du groupe âgé (55 ans et plus) et des femmes qui n'ont pas reçu de prestations en raison de l'absence de recherche d'emploi après la réforme de l'a.-e. Le pourcentage est passé de 25,6 % à 37,8 % chez les personnes âgées, et de 26,7 % à 32,4 % chez les femmes. Le tableau 7 montre également une hausse

²⁰ Les données de l'ECPIE ont été utilisées dans ces cas parce que les données administratives sur la recherche d'emploi ne touchent que les prestataires, aucune donnée administrative n'étant recueillie pour ceux qui n'ont pas fait de demande.

marquée du pourcentage de personnes qui n'ont pas touché de prestations d'a.-e. pour la même raison parmi celles qui ont travaillé plus de 26 semaines à raison de plus de 35 heures par semaine (hausse de 23,1 % à 29,1 %).

Tableau 7				
Pourcentage de chômeurs admissibles aux prestations en vertu des conditions énoncées au tableau 6 et dont la période de recherche d'emploi était admissible				
	Période qui a précédé la réforme de l'a.-e. (T3 1995 – T2 1996)¹	Période qui a suivi la réforme de l'a.-e. (T1 – T4 1997)¹	Statistique t	N
Total	75,8	71,9	-2,30	5 404
Caractéristiques personnelles				
Sexe				
Hommes	77,7	75,4	-1,12	3 128
Femmes	73,3	67,6	-2,11	2 276
Âge				
Jeunes (15 à 24 ans)	75,5	72,7	-0,55	634
Dans la force de l'âge (25 à 54 ans)	75,9	73,1	-1,52	4 254
Âgés (55 ans et plus)	74,4	62,2	-2,11	501
Région				
Atlantique	73,1	75,8	1,37	1 887
Québec	73,3	67,9	-1,57	722
Ontario	78,4	72,2	-1,60	586
Prairies	78,3	74,7	-1,51	1 564
Colombie-Britannique	76,1	74,4	-0,51	645
Semaines et heures de travail				
Moins de 27 semaines				
<35 heures	83,0	82,4	-0,07	111
35 heures et plus	82,8	84,7	0,58	868
Plus de 26 semaines				
<35 heures	68,3	64,2	-0,88	862
35 heures et plus	76,9	70,9	-2,92	3 471
Remarque :				
1. Se rapporte à la date de la perte d'emploi initiale.				
Source : ECPIE				

4.4.9 Demandes présentées en retard

Dans plusieurs cas, on considère que les particuliers n'ont pas touché de prestations simplement parce qu'ils ont présenté leur demande en retard. Afin d'examiner cet aspect, les données de l'ECPIE ont été utilisées pour calculer la durée de la période de chômage. On a comparé le résultat de ce calcul aux données administratives de l'assurance-emploi afin de déterminer si des prestations avaient été touchées plus tard au cours de la période. À cette étape de l'analyse, on peut présumer que rien n'empêchait les particuliers qui ont fait une demande tardive de la faire immédiatement après la perte d'emploi, étant donné

que ceux qui ont reçu une indemnité de départ ou des codes de violation ont déjà été exclus selon l'approche séquentielle utilisée dans le rapport.

Le tableau 8 présente les résultats pour les travailleurs qui étaient toujours admissibles aux prestations d'a.-e. une fois prises en compte les conditions utilisées pour créer le tableau 7 et dont la demande n'a pas été présentée en retard. Les résultats de la période faisant suite à la réforme montrent qu'environ 12 % des gens n'ont pas touché de prestations d'a.-e. en raison de leur demande tardive. Même si ce pourcentage est légèrement plus élevé durant la période qui a précédé la réforme de l'assurance-emploi, l'écart est négligeable.

Tableau 8				
Pourcentage de chômeurs admissibles en vertu des conditions énoncées au tableau 7, qui n'ont pas présenté leur demande en retard				
	Période qui a précédé la réforme de l'a.-e. (T3 1995 – T2 1996)¹	Période qui a suivi la réforme de l'a.-e. (T1 – T4 1997)¹	Statistique t	N
Total	86,0	87,8	1,34	4 212
Caractéristiques personnelles				
Sexe				
Hommes	83,7	85,1	0,74	2 502
Femmes	89,0	91,6	1,33	1 710
Âge				
Jeunes (15 à 24 ans)	86,3	85,8	-0,11	507
Dans la force de l'âge (25 à 54 ans)	86,2	88,0	1,16	3 330
Âgés (55 ans et plus)	83,0	89,1	1,21	363
Région				
Atlantique	84,6	85,2	0,33	1 407
Québec	85,9	87,8	0,65	547
Ontario	87,7	89,0	0,41	472
Prairies	83,9	85,1	0,51	1 266
Colombie-Britannique	85,7	90,5	1,81	520
Semaines et heures de travail				
Moins de 27 semaines				
<35 heures	80,3	80,5	0,02	87
35 heures et plus	80,1	85,2	1,30	698
Plus de 26 semaines				
<35 heures	89,7	95,1	2,15	626
35 heures et plus	87,1	87,2	0,10	2 737
Remarque :				
1. Se rapporte à la date de la perte d'emploi initiale.				
Source : ECPIE				

En observant les résultats du tableau 8 relatifs aux semaines et aux heures de travail, on constate toutefois une baisse significative, à la suite de la réforme de l'a.-e., du pourcentage de demandes présentées en retard chez ceux qui ont travaillé plus de 26 semaines à raison de moins de 35 heures par semaine (chute de 10,3 % à 4,9 %).

4.4.10 Répartition globale

Les résultats présentés jusqu'à présent dans le rapport décrivent les nombreuses raisons pour lesquelles les particuliers n'ont pas touché de prestations d'a.-e. Le tableau 9 tente de brosser un tableau général de ces raisons. Plus précisément, il se penche sur le cas de tous ceux qui ont perdu leur emploi pour d'autres raisons qu'un départ à la retraite, un retour aux études ou un congé de maternité ou parental. Les pêcheurs et ceux qui ont touché des prestations de pêcheurs sont également exclus. De plus, le sous-échantillon n'est formé que de personnes qui comptaient plus de deux semaines de chômage consécutives.

Le tableau 9 montre que, pendant la période qui a suivi la réforme, environ 49 % de ces personnes ont établi une demande au cours des cinq premières semaines de chômage, étant ainsi considérées comme entièrement couvertes par l'a.-e., du moins pour la première partie²¹ de la période de chômage. On présume que les 51 % qui restent n'étaient pas couverts par l'a.-e. Environ 4 % des personnes qui ont quitté leur emploi se trouvent dans la catégorie « Inconnu ». Ce rapport ne tient pas compte de la raison pour laquelle ils ne sont pas couverts par l'assurance-emploi.

Tableau 9		
Répartition des chômeurs selon l'état de la demande de prestations d'a.-e. (en pourcentage)		
	Avant la réforme de l'a.-e. (T3 1995 – T2 1996)¹	Après la réforme de l'a.-e. (T1 – T4 1997)¹
État de la demande		
<i>Demande en vigueur</i>	48,9	48,5
<i>Involontaire</i>		
Nombre d'heures de travail insuffisant	18,6	20,6
DEREMPA	2,0	3,1
Congédiement ou départ volontaire	7,6	7,4
Travail autonome	0,3	0,2
Versement d'une indemnité de départ	4,4	5,6
<i>Volontaire</i>		
Aucun besoin ou intention de toucher des prestations d'a.-e., ou processus jugé trop compliqué	0,6	0,8
Absence de recherche d'emploi	5,9	4,8
Demande en retard	6,3	4,8
<i>Inconnu</i>	5,4	4,2
Total	100,0	100,0
Remarque :		
1. Se rapporte à la date de la perte d'emploi initiale.		
Source : ECIPIE		

²¹ Il faut préciser que si ces chiffres sont comparés aux résultats de la Direction générale de la recherche appliquée cités précédemment, ils n'incluent pas les chômeurs de longue date qui ont épuisé leurs prestations ni les nouveaux venus, qui sont essentiels à l'analyse de la DGRA.

Le tableau 9 indique également qu'un nombre d'heures insuffisant est l'une des principales raisons pour lesquelles les particuliers n'ont pas établi de demande. Le congédiement involontaire, le départ volontaire, l'absence de recherche d'emploi, ainsi que le fait de présenter une demande en retard comptent également parmi les principales raisons pour lesquelles des prestations d'a.-e. n'ont pas été touchées. Les résultats montrent que la proportion de ces raisons est très stable en ce qui concerne la réforme de l'assurance-emploi. Les résultats indiquent également que les raisons pour lesquelles plus de 10 % des particuliers n'ont pas touché de prestations d'a.-e. au cours du premier mois suivant la date de fin d'emploi, tout en étant sans emploi et admissibles, étaient de nature essentiellement volontaire.

4.5 Admissibilité

Cette partie du rapport se penche sur la durée de la période d'admissibilité des prestataires. La difficulté à devenir admissible aux prestations d'a.-e. compte parmi les raisons pour lesquelles un chômeur se retrouve sans protection du revenu. Il est également possible que les prestations d'a.-e. s'épuisent avant la fin de la période de chômage. Plus précisément, cette section examine les points suivants :

- les changements dans le nombre de semaines d'admissibilité aux prestations d'a.-e.;
- le rapport entre le taux de chômage et le nombre de semaines d'admissibilité;
- la durée de la période de prestations par rapport au nombre de semaines admissibles;
- l'épuisement des prestations d'assurance-emploi.

L'analyse présentée dans cette section du rapport fait appel au même échantillon que dans la section précédente. Toutefois, pour les besoins de cette analyse, seules les personnes qui ont touché des prestations d'a.-e. sont incluses.

4.5.1 Changements dans le nombre de semaines d'admissibilité aux prestations d'assurance-emploi

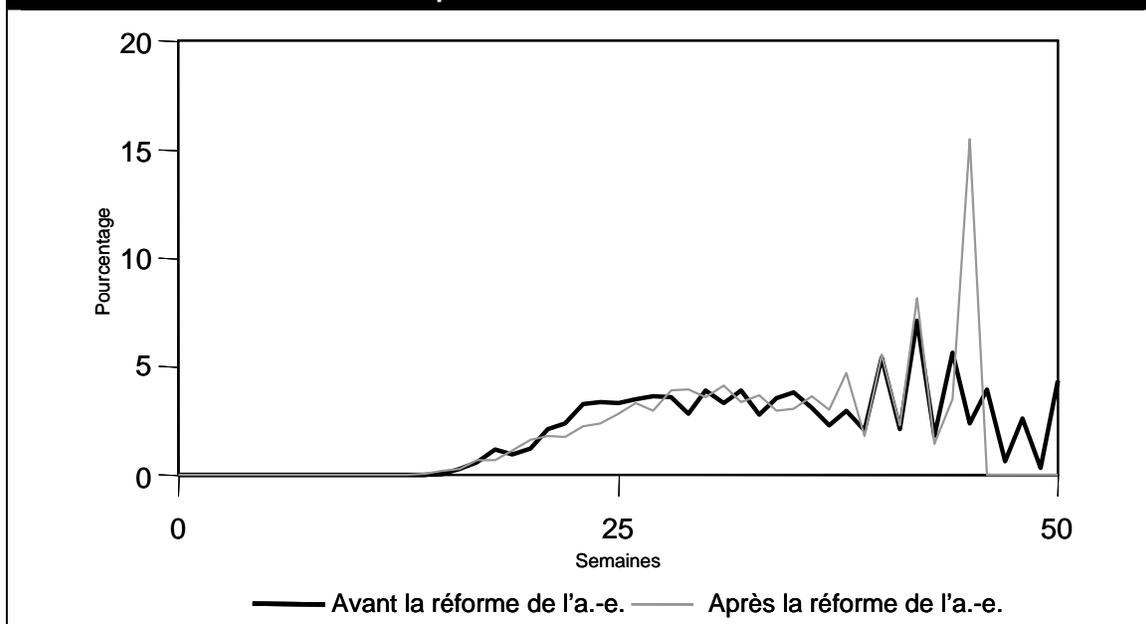
Le tableau 10 montre que, dans l'ensemble, le nombre moyen de semaines d'admissibilité a changé très peu entre les périodes antérieure et postérieure à la réforme de l'assurance-emploi. Selon l'âge et la région, le tableau 10 indique que, de façon générale, les travailleurs âgés et ceux du Canada atlantique comptaient un plus grand nombre de semaines d'admissibilité après la réforme de l'a.-e. par rapport à la période qui l'a précédée. Ils peuvent avoir eu tendance à travailler pendant des périodes plus longues ou plus de 35 heures par semaine. Cette explication est plausible car, avec le passage au système fondé sur les heures de travail, l'assurance-emploi offre davantage de semaines d'admissibilité pour le même nombre de semaines travaillées lorsque le particulier travaille plus de 35 heures par semaine.

Tableau 10
Nombre moyen de semaines d'admissibilité

	Période qui a précédé la réforme de l'a.-e. (T3 1995 – T2 1996) ¹	Période qui a suivi la réforme de l'a.-e. (T1 – T4 1997) ¹	Statistique <i>t</i>	N
Total	34,6	34,6	0,09	5 097
Caractéristiques personnelles				
Sexe				
Hommes	33,8	34,5	1,70	2 946
Femmes	35,6	34,8	-1,75	2 150
Âge				
Jeunes (15 à 24 ans)	32,2	32,9	0,85	620
Dans la force de l'âge (25 à 54 ans)	35,2	34,7	-1,48	3 957
Âgés (55 ans et plus)	33,1	36,1	3,01	504
Région				
Atlantique	35,5	36,9	4,14	1 791
Québec	36,1	36,5	0,64	666
Ontario	33,8	33,7	-0,21	569
Prairies	31,9	30,8	-2,46	1 440
Colombie-Britannique	34,7	33,8	-1,55	631
Semaines et heures de travail				
Moins de 27 semaines				
<35 heures	28,3	31,3	1,55	94
35 heures et plus	30,2	29,8	-0,44	800
Plus de 26 semaines				
<35 heures	35,3	33,4	-2,40	757
35 heures et plus	35,7	36,1	1,24	3 366
Remarque :				
1. Se rapporte à la date de la perte d'emploi initiale.				
Source : ECPIC				

Même si des groupes démographiques particuliers ont été touchés de manière différente, la répartition de l'admissibilité entre les périodes antérieure et postérieure à la réforme, illustrée à la figure 1, ne montre aucun changement pour la majeure partie de la répartition. La principale différence observée est un regroupement à la semaine 45, qui est attribuable à la réduction du nombre maximum de semaines d'admissibilité aux prestations d'assurance-emploi, lequel est passé de 50 à 45 semaines.

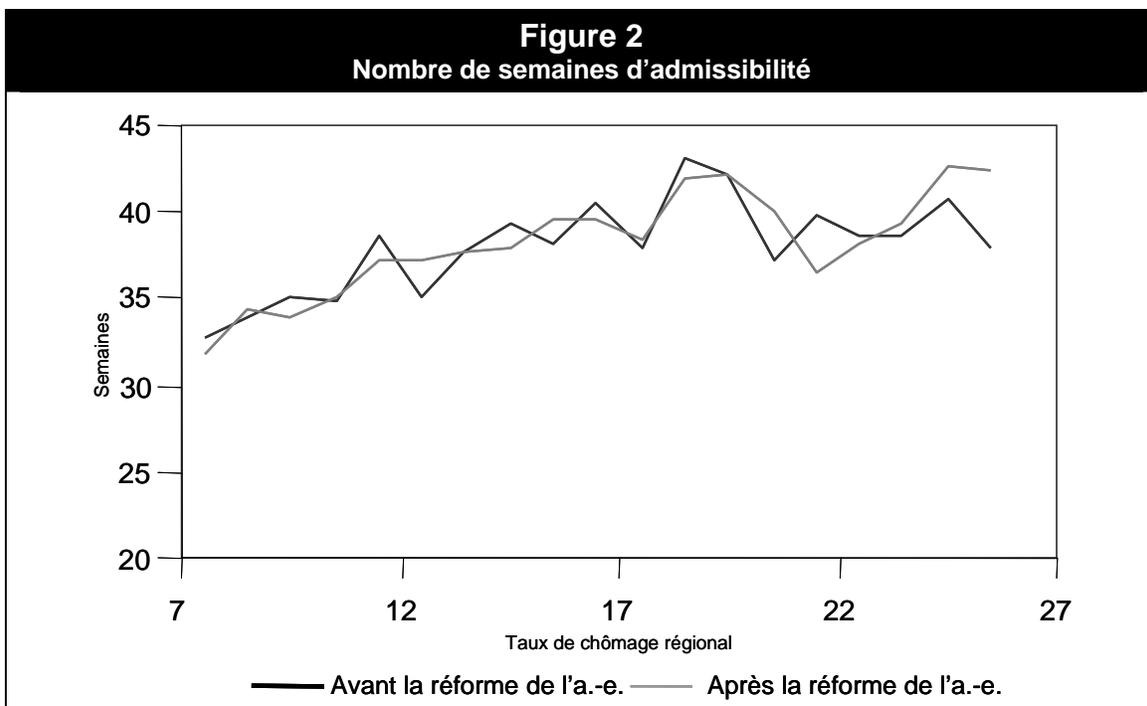
Figure 1
Répartition de l'admissibilité



4.5.2 Rapport entre le taux de chômage et le nombre de semaines d'admissibilité à l'assurance-emploi

Pendant plusieurs années, l'une des principales caractéristiques du régime d'assurance-emploi a été l'augmentation du nombre de semaines auxquelles un particulier avait droit pour toucher des prestations d'a.-e. Cette mesure visait à compenser le niveau de difficulté accru associé à la recherche d'un emploi dans les régions à taux de chômage élevé. Compte tenu du pic observé à la semaine 45 dans la figure 1, il est possible que la réduction du maximum ait touché de façon démesurée les régions économiques affichant un taux de chômage élevé. En vertu de l'assurance-chômage, tout prestataire vivant dans une région économique où le taux de chômage était supérieur à 10 % avait la possibilité d'obtenir plus de 45 semaines d'admissibilité. Le nombre de semaines d'admissibilité a également augmenté proportionnellement au taux de chômage. Par exemple, avec un taux de chômage de 10,1 %, un prestataire comptant 52 semaines de rémunération assurable pouvait avoir droit à 46 semaines d'admissibilité. Avec un taux de chômage de 11,1 %, le même type de prestataire aurait eu droit à 48 semaines, tandis qu'un autre comptant 50 semaines de rémunération assurable aurait obtenu 46 semaines. Cette augmentation de la période d'admissibilité s'est poursuivie jusqu'à un taux de chômage de 16 %.

La figure 2 montre un schéma du nombre moyen de semaines d'admissibilité chez les prestataires par rapport au taux de chômage dans leur région. L'incidence positive du taux de chômage sur le nombre de semaines d'admissibilité ressort clairement à la figure 2, car on y voit une lente augmentation graduelle du taux de chômage, qui culmine après avoir atteint le plafond établi à environ 16 %. La figure 2 montre également que ce rapport est demeuré relativement inchangé depuis la réforme de l'assurance-emploi.



Ce résultat laisse un peu perplexe, parce qu'il aurait été raisonnable de s'attendre à ce qu'il y ait au moins un effet apparent aux niveaux de chômage les plus élevés à la suite de la réduction découlant de la réforme de l'assurance-emploi. Le tableau 11 jette un peu de lumière sur cette question. Plutôt que d'utiliser une analyse graphique, comme dans la figure 2, on a employé des techniques d'estimation statistique²² qui ont permis de relever les plus petites variations. Ces méthodes ont détecté des effets plus subtils qui étaient absents de l'analyse graphique.

Le tableau 11 montre le pourcentage de prestataires qui ont obtenu l'admissibilité maximum pour leur région économique, compte tenu du taux de chômage, avant et après la réforme. Ce qui est frappant, c'est qu'un nombre important de prestataires n'ont pas atteint le maximum. Ce nombre, qui se chiffrait à environ 38 % seulement des prestataires avant la réforme de l'a.-e., a atteint 47 % après la réforme. Néanmoins, le fait que moins de la moitié des prestataires ait obtenu le nombre de semaines d'admissibilité maximum, aide à expliquer pourquoi la réduction n'a pas eu d'impact.

²² La méthode des moindres carrés ordinaires a été employée. L'échantillon de la régression comprenait tous les prestataires dans les régions économiques où le taux de chômage dépassait 10 %. La réforme de l'a.-e. a été représentée par une simple variable nominale. La variable de la réforme et de la collectivité rurale a permis d'établir un rapport entre la réforme de l'a.-e. et la perte d'emploi dans une collectivité rurale (voir « Réforme de l'AE et collectivités rurales » pour obtenir plus de détails sur la définition utilisée). La variable de la réforme et des heures correspond au nombre d'heures travaillées durant la réforme de l'a.-e. Les taux de chômage de plus de 16 % ont été établis à 16, étant donné qu'aucune prestation supplémentaire n'était prévue.

Tableau 11
Pourcentage de prestataires ayant obtenu l'admissibilité maximale
pour leur région économique, selon le taux de chômage
(en pourcentage)

Taux de chômage régional	Avant la réforme de l'a.-e. (T3 1995 – T2 1996) ¹	Après la réforme de l'a.-e. (T1 – T4 1997) ¹	Statistique <i>t</i>	N
Toutes les régions	37,7	47,2	4,8	4 271
6	24,8	51,8	4,7	214
7	45,0	53,0	1,2	446
8	45,9	58,8	2,9	836
9	44,4	41,2	-0,5	330
10	34,9	39,6	0,8	433
11	38,3	47,9	1,7	300
12	22,8	43,4	2,8	342
13	30,7	32,2	0,2	433
14	33,9	32,0	-0,2	286
15	20,9	28,9	0,7	136
16	S.O.	S.O.	S.O.	S.O.
17	S.O.	S.O.	S.O.	S.O.
18	S.O.	S.O.	S.O.	S.O.
19	42,1	57,6	1,0	50
20	14,6	36,8	2,3	51
21	30,6	11,3	-2,3	78
22	27,8	27,9	0,0	70
23	20,4	34,8	1,7	133
24	S.O.	S.O.	S.O.	S.O.
25	49,0	68,8	0,9	33

Remarques :

1. Se rapporte à la date de la perte d'emploi initiale

2. S.O. : pour les échantillons dont la taille est inférieure à 30 observations, les résultats ont été supprimés.

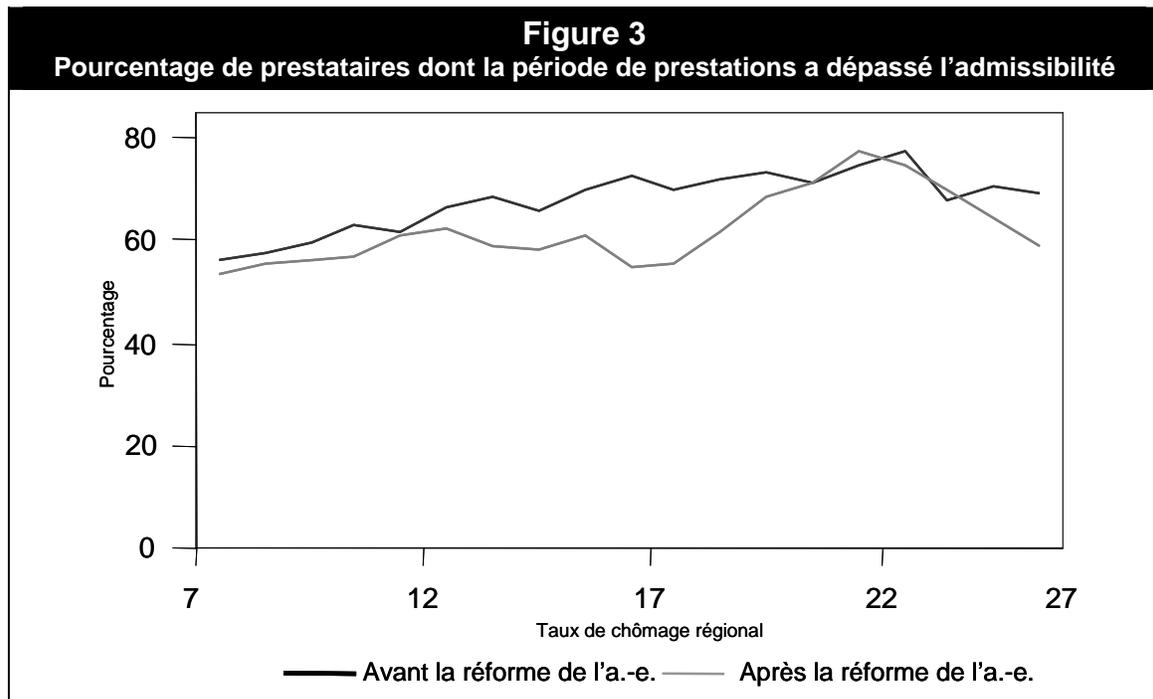
Source : ECPIE

4.5.3 Durée de la période de prestations par rapport au nombre de semaines d'admissibilité

Il est utile de déterminer la portée de ces résultats pour les prestataires. Afin d'évaluer le bien-fondé du nombre de semaines pendant lesquelles le prestataire a droit aux prestations d'a.-e., il faut comparer la période de prestations au nombre de semaines durant lesquelles le particulier a besoin d'un soutien du revenu. La période pendant laquelle un particulier peut toucher des prestations dépend du taux de chômage de sa région et de la période durant laquelle il a travaillé au cours des 52 dernières semaines ou depuis sa dernière demande, selon la période la plus courte.

Habituellement, le nombre de semaines d'admissibilité varie de 14 à 45 semaines. Il faut toutefois noter qu'une personne qui perd son emploi peut être couverte pour une période plus longue que la période d'admissibilité. En fait, la figure 3 montre que la période de prestations de plus de la moitié des prestataires dépasse la période prévue par les

semaines d'admissibilité. Ce pourcentage augmente avec le taux de chômage, pour atteindre un point culminant de près de 80 %. La figure 3 montre également qu'un plus faible pourcentage de prestataires a dépassé la durée d'admissibilité pendant la période postérieure à la réforme par rapport à la période qui l'a précédée. Cette tendance s'est maintenue dans les régions où le taux de chômage était inférieur à 20 %. Pour les régions où il était supérieur à 20 %, la tendance a diminué graduellement.

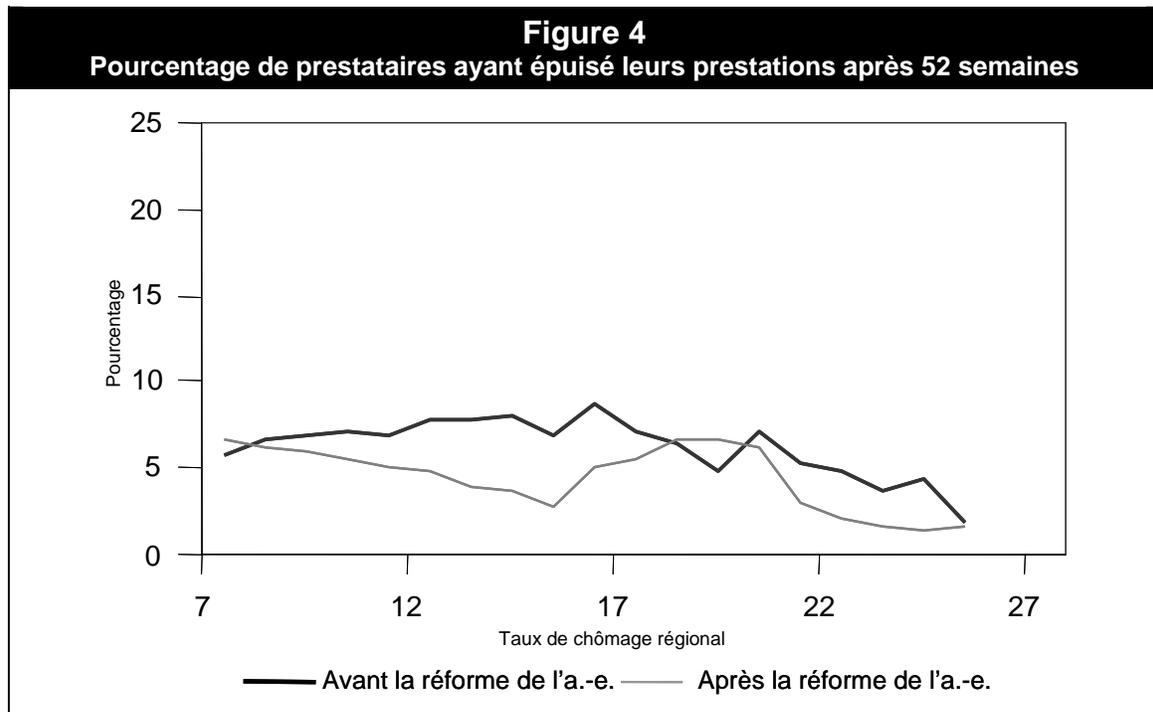


Bien que cette tendance s'explique par de nombreuses raisons, le principal facteur dans ce cas est le travail pendant la période de prestations. Le fait de travailler tout en touchant des prestations a pour effet de prolonger la durée des prestations par rapport à la période d'admissibilité qui a été établie au départ. Cette tendance s'amplifiera car, comme l'a révélé un rapport de contrôle antérieur²³, environ 41,2 % des prestataires ont travaillé au moins une semaine qui a eu pour effet de différer leur période de prestations. Parmi les autres raisons qui expliquent la prolongation de la période de prestations, mentionnons la participation à des programmes comme le Travail partagé. Une personne participant à ce programme peut toucher des prestations jusqu'à concurrence de 26 semaines avant d'établir une période de prestations régulières. Plusieurs particuliers peuvent également cesser de recevoir des prestations pendant une courte période lorsqu'ils prennent des vacances, ce qui a une incidence directe sur la prolongation de leur période de prestations. Certains de ces facteurs peuvent même mener à la prolongation de la période de prestations au-delà de la période prévue, qui est de 52 semaines²⁴.

²³ « Réforme de l'assurance-emploi et travail pendant une période de prestations », Contrôle et évaluation de l'assurance-emploi, DRHC, 2002.

²⁴ Cette période de prestations commence après la date de présentation de la demande ou de cessation d'emploi, selon la période la plus longue.

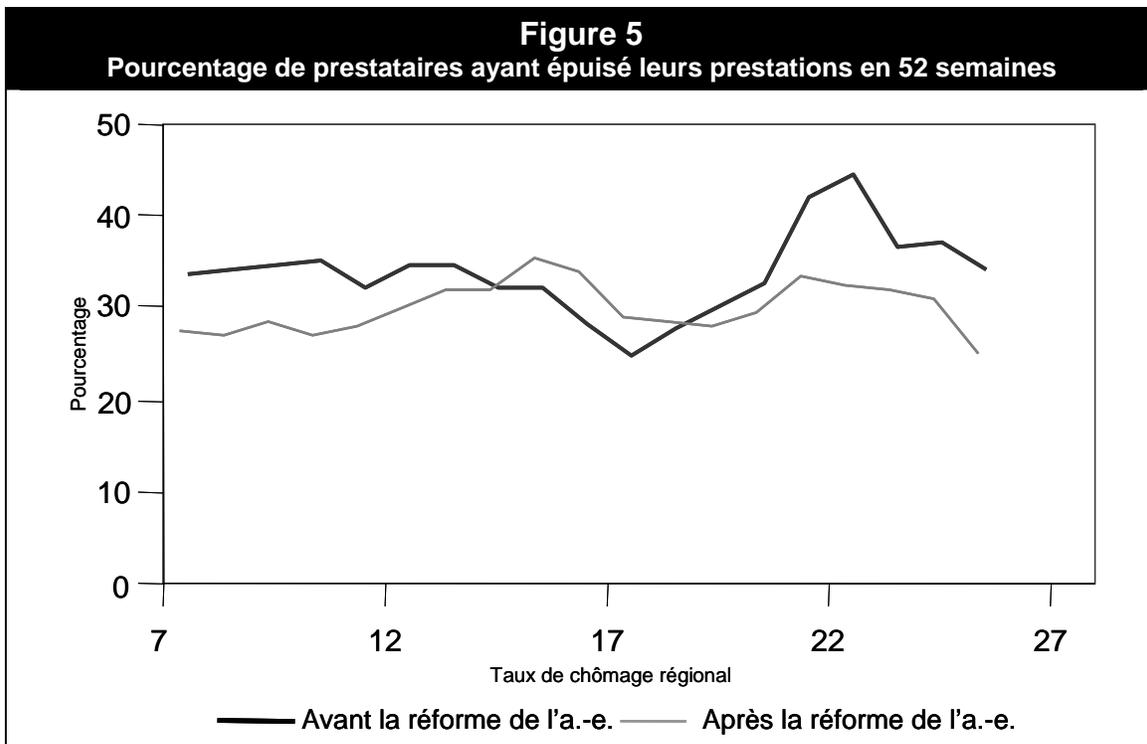
La figure 4 indique le pourcentage de prestataires dont la période de prestations a dépassé 52 semaines. On constate que moins de 8 % des particuliers ont bénéficié de plus de 52 semaines de prestations après la cessation d'emploi. De plus, le pourcentage de prestataires ayant bénéficié de cette prolongation ne semble pas plus élevé dans les régions où le taux de chômage était élevé.



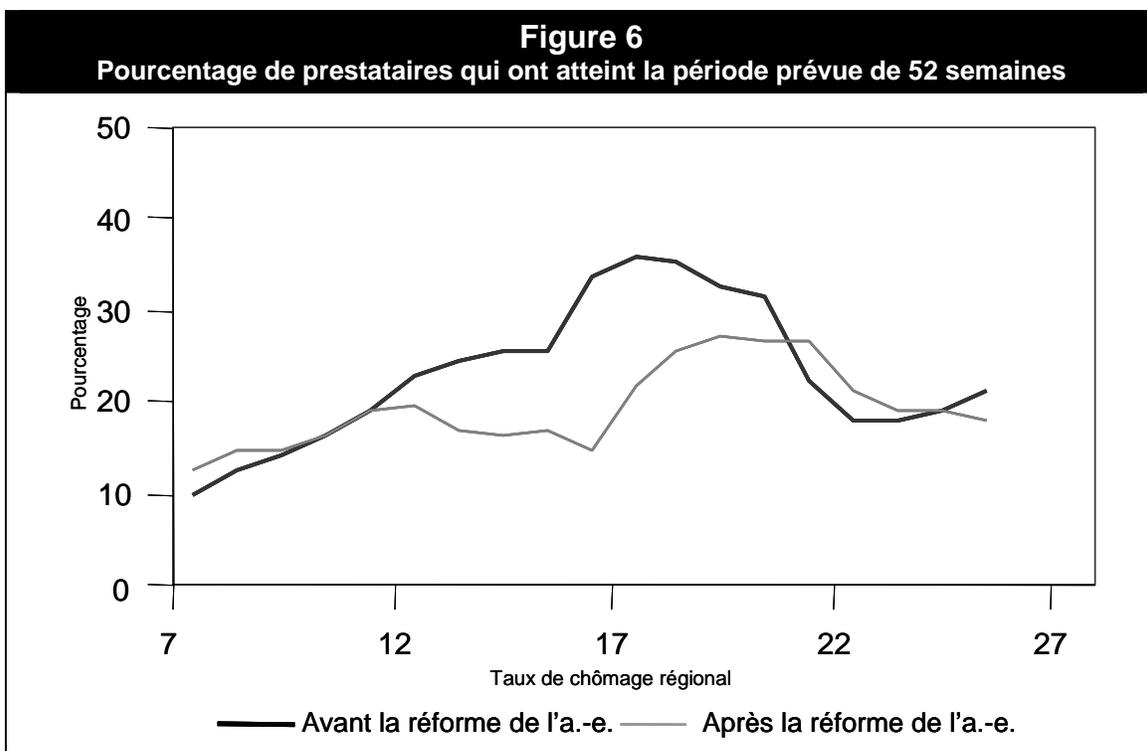
4.5.4 Épuisement des prestations d'assurance-emploi

Si un prestataire utilise toutes ses semaines d'a.-e. disponibles, on dit qu'il a épuisé ses prestations. Il s'agit d'une dimension importante de la vérification du degré de protection du revenu qu'offre le régime d'assurance-emploi.

La figure 5 illustre la situation des prestataires dont les prestations d'a.-e. se sont terminées parce qu'ils avaient épuisé toutes les semaines de prestations auxquelles ils avaient droit pendant la période de 52 semaines. La figure 5 montre également un mouvement à la hausse du taux d'épuisement lorsque le taux de chômage atteint 16 %. On pouvait s'y attendre, car jusqu'à un taux de chômage de 16 %, le particulier a vu ses semaines d'admissibilité augmenter pour compenser la difficulté accrue de trouver un emploi lorsque le taux de chômage augmente. Dans les régions où le taux de chômage était supérieur à 16 %, il n'y a toutefois pas d'augmentation, et on observe une hausse du taux d'épuisement.

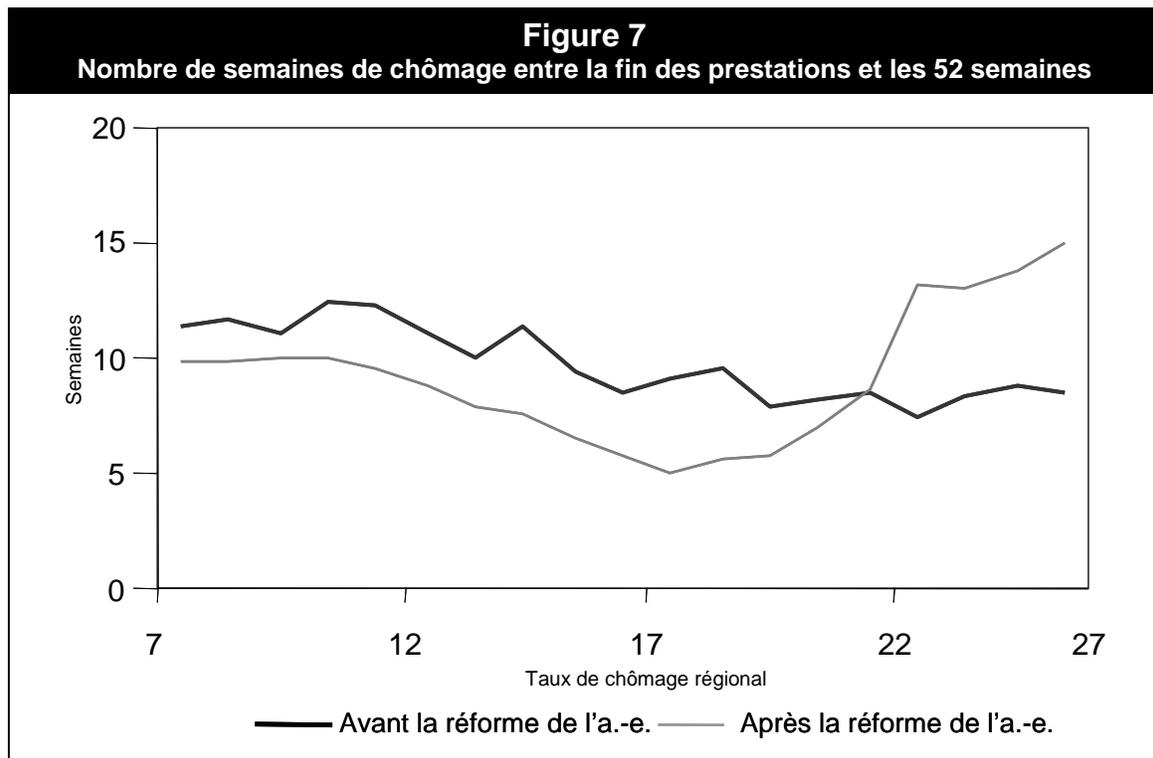


La figure 6 indique les pourcentages de prestataires dont les prestations ont cessé parce que leur période de prestations a duré plus longtemps que la période de 52 semaines.



On se serait attendu à ce que le pourcentage de particuliers qui n'ont pas épuisé leurs prestations pour cette raison augmente proportionnellement au taux de chômage, puisque la limite de 52 semaines était la même peu importe le taux de chômage dans la région. La principale exception est que le pourcentage de prestataires qui n'ont pas épuisé leurs prestations pour cette raison a chuté une fois que le taux de chômage a atteint 16 % pendant la période qui a précédé la réforme de l'a.-e. Une diminution se serait produite à des taux de chômage plus élevés car un moins grand nombre de prestataires auraient été en mesure de travailler tout en recevant des prestations (la principale raison de ne pas épuiser toutes les prestations pendant les 52 premières semaines). Ce phénomène a été suivi de près pendant la période antérieure à la réforme de l'assurance-emploi, mais seulement dans une certaine mesure durant la période qui a suivi.

Le dernier graphique (figure 7) illustre le nombre de semaines pendant lesquelles des personnes n'ont pas touché de prestations parce qu'elles les avaient épuisées pendant la période de 52 semaines. Sous certains aspects, il s'agit de la mesure d'admissibilité la plus importante du point de vue du bien-être des prestataires. Le nombre de semaines pendant lesquelles les particuliers ont été sans emploi et n'ont pas reçu de prestations est examiné après l'épuisement de leurs prestations. La figure 7 montre que ces particuliers ont été privés, en moyenne, d'environ dix semaines de prestations. La réforme de l'a.-e. et le taux de chômage n'y sont pour rien, bien que l'on ait observé certains changements dans la répartition.



4.6 Après la réforme de l'assurance-emploi

Outre les résultats présentés ci-dessus, on a effectué une analyse plus poussée concernant les plus récentes cohortes de l'ECPIE. Une comparaison sur 12 mois, entre le deuxième trimestre de 2001 (cohorte 24) et le deuxième trimestre de 2002 (cohorte 28), a été établie afin de déterminer si d'autres changements s'étaient produits depuis la réforme de l'a.-e. Cela incluait un examen des différentes raisons de la perte d'emploi. Cette analyse (non présentée) a révélé qu'il n'y a pas de raison de croire que le versement des prestations d'a.-e. a changé pour des raisons autres que les changements observés dans la composition de la population en chômage et dans la phase du cycle économique.

4.7 Conclusion

L'ensemble des résultats indique qu'environ 48 % à 49 % des particuliers ont présenté une demande d'assurance-chômage ou d'assurance-emploi au cours des cinq premières semaines de chômage. Le manque d'heures d'emploi assurable a été la principale raison de ne pas établir de demande. Les congédiements involontaires ou les départs volontaires sont d'égale importance. En outre, les demandes tardives et l'absence de recherche d'emploi constituent d'autres raisons majeures pour lesquelles une période de prestations n'a pas été établie.

La réforme de l'a.-e. n'a pas eu d'effets importants sur l'ensemble des raisons pour lesquelles une personne ne pouvait toucher de prestations d'a.-e. Les changements apportés aux règles applicables aux DEREMPA ou l'absence de recherche d'emploi n'ont pas eu de répercussions importantes sur l'admissibilité. Toutefois, les particuliers qui ont travaillé plus de 35 heures par semaine étaient favorisés. Par conséquent, les hommes étaient plus susceptibles d'être admissibles aux prestations d'assurance-emploi et avaient droit à davantage de semaines de prestations. Par ailleurs, l'admissibilité des femmes a connu une baisse.

En ce qui a trait aux semaines d'admissibilité, les résultats ne montrent pas de changement important dans le nombre moyen total de semaines d'admissibilité après la réforme de l'assurance-emploi, bien que celle-ci ait réduit le nombre maximal de semaines de prestations, qui est passé de 50 à 45 semaines.

L'analyse de l'épuisement des prestations d'a.-e. a révélé que, chez les prestataires dont les prestations ont pris fin parce qu'ils avaient épuisé toutes les semaines auxquelles ils avaient droit pendant la période de 52 semaines, les taux d'épuisement dans les régions affichant différents taux de chômage étaient sensiblement les mêmes jusqu'à ce que le taux de chômage régional atteigne 16 %. Chez les prestataires qui ont cessé de recevoir des prestations parce que leur période de prestations avait duré plus longtemps que la période de 52 semaines, le taux d'épuisement a augmenté proportionnellement au taux de chômage régional, tant dans la période antérieure à la réforme de l'a.-e. que durant la période qui a suivi. De plus, les particuliers qui avaient épuisé leurs prestations pendant la période de 52 semaines ont été sans emploi et n'ont pas reçu de prestations d'a.-e. pendant près de dix semaines, en moyenne, après l'épuisement de leurs prestations.

Notes techniques

- Tous les tableaux renferment des données allant de juillet 1995 à juin 1996 et de janvier 1997 à décembre 1997. Les données allant de juillet 1996 à décembre 1996 ont été exclues parce que les réformes étaient en cours de mise en œuvre durant cette période.
- Une statistique t supérieure à 1,96 dans les tableaux correspond à une signification statistique avec un niveau de confiance de 95 %.

5. La réforme de l'assurance-emploi et les personnes qui deviennent ou redeviennent membres de la population active

5.1 Sommaire

Le présent document examine les répercussions de la hausse de la norme d'admissibilité pour les personnes qui deviennent ou redeviennent membres de la population active (DEREMPA). Il se penche également sur les changements de comportement des DEREMPA en ce qui a trait au nombre d'heures travaillées. On porte une attention particulière aux répercussions sur les femmes, notamment celles qui ont eu un enfant au cours des deux dernières années. Les récentes modifications découlant de la définition révisée des DEREMPA aux termes du projet de loi C-2 font également l'objet d'un examen dans ce rapport.

Données et méthode

La principale source de données ayant servi à cette étude est l'Enquête canadienne par panel sur l'interruption d'emploi (ECPIE). L'ECPIE fournit des renseignements importants sur la situation socio-économique ainsi que d'autres informations personnelles et liées à l'emploi, qui sont utilisés pour établir des statistiques descriptives.

Principales constatations

- Les non-prestataires étaient 17 % plus susceptibles que les prestataires d'être des DEREMPA.
- Les femmes étaient seulement un peu plus susceptibles que les hommes d'être des DEREMPA. Cela s'explique par le fait que le nombre de femmes qui réintègrent le marché du travail est largement dépassé par le nombre de jeunes qui arrivent sur le marché du travail.
- La probabilité que les DEREMPA touchent des prestations d'a.-e. n'a pas diminué de façon significative durant la période qui a suivi la réforme de l'assurance-emploi par rapport à l'année qui a précédé sa mise en œuvre. Cette situation est attribuable, en partie, au fait que le nombre d'heures d'emploi assurable accumulées par les DEREMPA qui étaient admissibles de justesse a augmenté considérablement. La probabilité que les DEREMPA touchent de l'a.-e. durant le trimestre le plus récent (d'avril à juin 2002) semble avoir diminué comparativement au trimestre correspondant de l'exercice précédent, c'est-à-dire d'avril à juin 2001.

- Le changement apporté à la définition des DEREMPA aux termes du projet de loi C-2 n'a pas modifié le pourcentage de DEREMPA qui étaient sans emploi ou qui ont touché des prestations d'assurance-emploi.

5.2 Introduction

Témoignant de l'engagement de DRHC à contrôler les répercussions de la réforme de l'assurance-emploi, le présent rapport examine l'incidence des changements apportés aux règles de l'a.-e. sur le comportement des particuliers. Il s'attache plus particulièrement aux effets de la prolongation de la période de référence pour les personnes qui deviennent ou redeviennent membres de la population active (DEREMPA).

La norme d'admissibilité est passée de 700 à 910 heures pour les DEREMPA, de façon à réduire l'étendue de la dépendance des jeunes envers les prestations d'assurance-emploi. On verra que l'augmentation du nombre d'heures exigé a incité bon nombre de DEREMPA à travailler un plus grand nombre de semaines. Le fait que la proportion de DEREMPA qui ont touché de prestations d'a.-e. n'ait pas diminué de façon aussi brutale que ce à quoi on s'attendait, est une autre conséquence de cette augmentation.

Le rapport se termine par une analyse concernant la modification apportée à la *Loi sur l'assurance-emploi* (projet de loi C-2) en mai 2001, laquelle a changé la définition des personnes qui deviennent ou redeviennent membres de la population active (DEREMPA). Adopté le 1^{er} octobre 2000²⁵, le projet de loi C-2 a allongé la période de participation à la vie active des personnes qui quittent le marché du travail pour élever un enfant, et qui touchent des prestations de maternité ou parentales au cours des quatre années précédant la période antérieure de deux ans normalement applicable. Ces personnes devenaient ainsi admissibles en vertu des normes d'admissibilité courantes plutôt que des normes majorées s'appliquant aux personnes qui deviennent ou redeviennent membres de la population active.

5.3 Sources de données et survol analytique

La modification des règles de l'a.-e. concernant les DEREMPA était axée sur les personnes qui étaient sur le marché du travail depuis peu, y compris les personnes qui deviennent ou redeviennent membres de la population active. La façon de déterminer le statut de DEREMPA d'une personne comprend l'examen de son expérience sur le marché du travail au cours des deux années qui précèdent le début de la période de prestations d'a.-e. Les 52 premières semaines précédant la période de prestations (l'espace allant du point B au point C à la figure 1) représente la période de référence pour les particuliers. Il s'agit de la période durant laquelle ceux-ci accumulent suffisamment d'heures en règle générale pour être admissibles aux prestations d'a.-e. Le statut de nouveau venu ou de personne qui redevient membre de la population active est déterminé en fonction des 52 semaines précédant cette période, que l'on appelle période de participation à la population active. Les personnes qui n'avaient pas d'emploi durant la période de participation à la

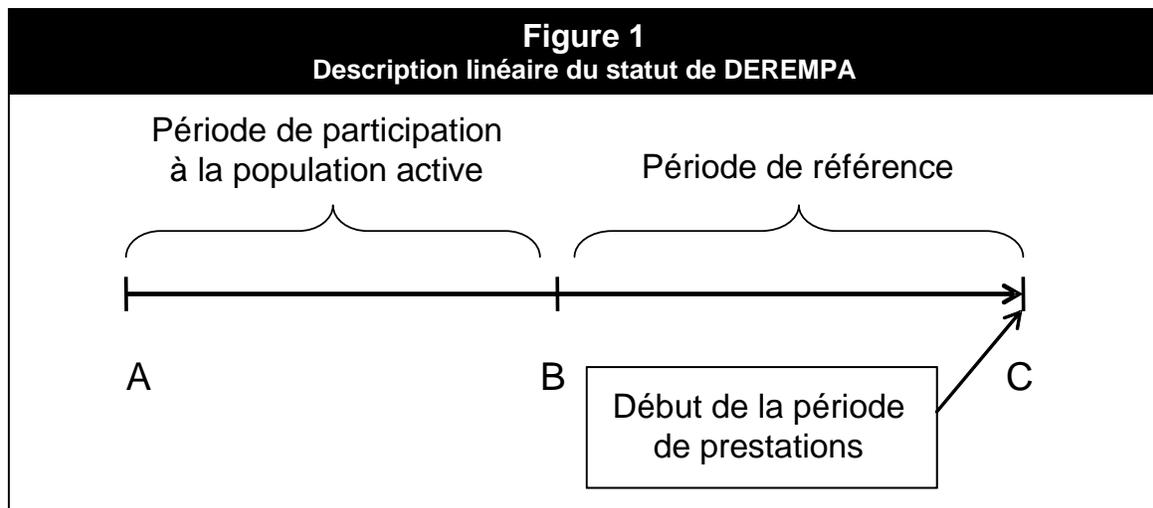
²⁵ Cela correspond à toutes les cohortes de l'ECPIE à partir de la cohorte 22.

population active, sont considérées soit comme des nouveaux venus soit comme des personnes qui redeviennent membres de la population active.

L'emploi durant la période de participation à la population active correspond à une combinaison équivalant à :

- 490 heures d'emploi assurable;
- 14 semaines de prestations;
- 14 semaines prescrites²⁶.

Toute période d'emploi incluant le point A ou le point B de la figure 1, exigera le calcul du nombre de semaines d'emploi assurable au prorata. Par exemple, si un emploi donné a commencé dix semaines avant le point A et a pris fin dix semaines après, la moitié des heures d'emploi assurable sera incluse dans le calcul. Normalement, le point B se situe 52 semaines avant le début de la période de prestations. Toutefois, si la période de prestations d'un particulier a commencé durant la période de référence, le point B se situera alors au début de la période de prestations.



Les données administratives de l'assurance-emploi renferment suffisamment de renseignements pour fournir une estimation raisonnable du statut de DEREMPA d'une personne. Il est toutefois impossible d'être précis, vu que certaines données essentielles ne sont pas disponibles et que DRHC établit le statut des DEREMPA seulement au besoin. Le nombre d'heures d'emploi assurable et les faits relatifs à la demande sont facilement accessibles, mais le nombre de semaines prescrites ne l'est pas²⁷. Il convient de signaler qu'il n'existe aucune source administrative stable concernant le statut des DEREMPA. La base de données administratives comporte bien un champ réservé à cette fin, mais celui-ci n'est pas utile sur le plan analytique car il ne permet pas d'établir un profil complet.

²⁶ Une semaine prescrite s'entend d'une période durant laquelle le particulier : ne peut pas travailler pour des raisons médicales; touche une indemnité d'accident du travail ou une indemnité en vertu d'un régime collectif d'assurance-salaire; est empêché de travailler en raison d'un conflit de travail ou d'une formation offerte par DRHC.

²⁷ Les semaines prescrites n'ont jamais été calculées de manière constante pour tous les prestataires potentiels de l'a.-e. Les données ne sont accessibles qu'à l'occasion, ce qui réduit leur utilité dans le cadre de l'analyse statistique.

Pour les besoins de cette étude, une estimation du statut des DEREMPA a été établie pour chaque particulier faisant partie de l'échantillon utilisé. Cette estimation risquait d'être incomplète puisque les semaines prescrites ne pouvaient être prises en compte. L'échantillon était fondé sur l'Enquête canadienne par panel sur l'interruption d'emploi²⁸.

5.4 Résultats

5.4.1 Qui sont les DEREMPA ?

Les tableaux 1A à 1D donnent un aperçu des données ayant servi à évaluer les répercussions sur les prestations d'a.-e. versées aux DEREMPA. L'échantillon utilisé regroupe un an de données avant la réforme de l'assurance-emploi, soit du troisième trimestre de 1995 au deuxième trimestre de 1996, et un an de données après la réforme, soit du premier au quatrième trimestre de 1997.

Le tableau 1A indique que 23,9 % des particuliers de l'échantillon qui ont quitté leur emploi étaient considérés comme faisant partie de la population des DEREMPA. Comme les règlements s'appliquant aux DEREMPA font en sorte qu'il est plus difficile d'être admissible à l'a.-e., les DEREMPA comptaient beaucoup moins de prestataires (13,1 %) que de non-prestataires (30,9 %). Il est intéressant de constater que le pourcentage de femmes comptant au nombre des DEREMPA n'est que légèrement supérieur à celui des hommes. De plus, la très forte majorité des DEREMPA est constituée de jeunes et de personnes célibataires avec des enfants.

Tableau 1A					
Pourcentage de DEREMPA selon les caractéristiques démographiques					
	Total	Non-prestataires	Prestataires	Valeur P	N
Total	23,9	30,9	13,1	0,00	30 546
Données démographiques					
Hommes	22,1	27,7	13,2	0,00	17 391
Femmes	26,1	35,0	12,9	0,00	13 150
Jeunes	46,0	50,7	31,3	0,00	4 652
Dans la force de l'âge	19,6	25,9	11,1	0,00	23 196
Âgés	16,4	21,8	10,0	0,00	2 621
Type de famille					
Célibataire, avec des enfants	34,6	43,0	21,1	0,00	2 192
Célibataire sans enfants	30,0	37,3	16,5	0,00	9 813
Personne mariée, avec des enfants	19,2	25,6	10,2	0,00	9 415
Personne mariée sans enfants	18,6	24,7	11,0	0,00	9 088

²⁸ Voir « L'Enquête canadienne par panel sur l'interruption d'emploi (ECPIE) de 1996 : un outil de surveillance, de contrôle et d'évaluation », EDD, DRHC, 1998.

Tableau 1A (suite)
Pourcentage de DEREMPA selon les caractéristiques démographiques

	Total	Non- prestataires	Prestataires	Valeur P	N
Scolarité					
Études secondaires non terminées	18,2	23,6	11,9	0,00	8 565
Études secondaires	22,5	30,1	10,7	0,00	8 798
Études postsecondaires	27,9	34,9	15,5	0,00	12 503
Autres	19,6	22,8	14,7	0,18	642
Région					
Atlantique	16,6	23,4	10,0	0,00	9 956
Québec	20,6	27,9	11,7	0,00	3 820
Ontario	27,8	34,1	16,0	0,00	3 619
Prairies	26,4	31,8	14,0	0,00	9 428
Colombie-Britannique	24,5	32,6	12,9	0,00	3 723
Secteur d'activité					
Primaire	20,1	24,9	13,3	0,00	2 763
Fabrication	19,4	24,9	11,7	0,00	4 785
Construction	14,3	18,7	9,2	0,00	4 164
Services	27,4	35,2	14,5	0,00	16 898
Gouvernement	26,2	33,6	12,7	0,00	1 581
Type de travail					
Saisonnier	22,2	30,9	12,4	0,00	6 700
Non saisonnier	24,2	30,9	13,2	0,00	23 846
Source : ECPIE					
Données allant du T3 de 1995 au T2 de 1996 et du T1 au T4 de 1997.					
N désigne le nombre de non-prestataires et de prestataires.					

Le tableau 1B présente les résultats selon le type de famille, pour les femmes seulement. De façon générale, ces résultats correspondent aux résultats présentés au tableau 1A pour les deux sexes. Néanmoins, il est intéressant de noter que 45,7 % des mères célibataires qui ont quitté leur emploi et qui n'ont pas touché de prestations d'a.-e. étaient des DEREMPA.

Tableau 1B
Pourcentage de DEREMPA selon les caractéristiques démographiques
chez les femmes, selon le type de famille

	Total	Non- prestataires	Prestataires	Valeur P	N
Total	26,1	35,0	12,9	0,00	13 150
Célibataire, avec des enfants	36,2	45,7	20,6	0,00	1 339
Célibataire sans enfants	31,3	39,4	14,9	0,00	3 488
Personne mariée, avec des enfants	24,1	32,1	12,7	0,00	4 064
Personne mariée sans enfants	19,9	29,0	9,9	0,00	4 240

Source : ECPIE

Valeur P : a trait à la comparaison des données sur les prestataires et les non-prestataires, allant du T3 de 1995 au T2 de 1996 et du T1 de 1997 au T4 de 1997.

N : désigne le nombre de femmes.

5.4.2 Les femmes et les DEREMPA

Le fait que les femmes n'étaient pas plus susceptibles que les hommes d'être des DEREMPA, selon les résultats du tableau 1A, est assez étonnant. On se serait attendu à ce que les femmes qui retournaient sur le marché du travail après un congé de maternité dominant la population des DEREMPA, or il n'en est rien. En réalité, les femmes qui ont eu un enfant au cours des deux dernières années étaient seulement 2 % plus susceptibles d'être des DEREMPA par rapport aux femmes en général, principalement en raison du fait qu'elles avaient occupé un emploi aussi longtemps que l'ensemble des femmes. De plus, bien que la concentration de jeunes femmes soit plus élevée parmi celles qui ont eu un enfant, on en compte tout de même 80 % qui ne sont pas dans la catégorie des jeunes.

Tableau 1C
Proportion des DEREMPA
(en pourcentage)

	Toutes les femmes	Ont eu un enfant au cours des deux dernières années
Non	74,1	72,0
Oui	25,9	28,0
Total	100,0	100,0

Source : ECPIE et base de données administratives de l'assurance-emploi.

Données allant du T3 de 1995 au T2 de 1996 et du T1 au T4 de 1997.

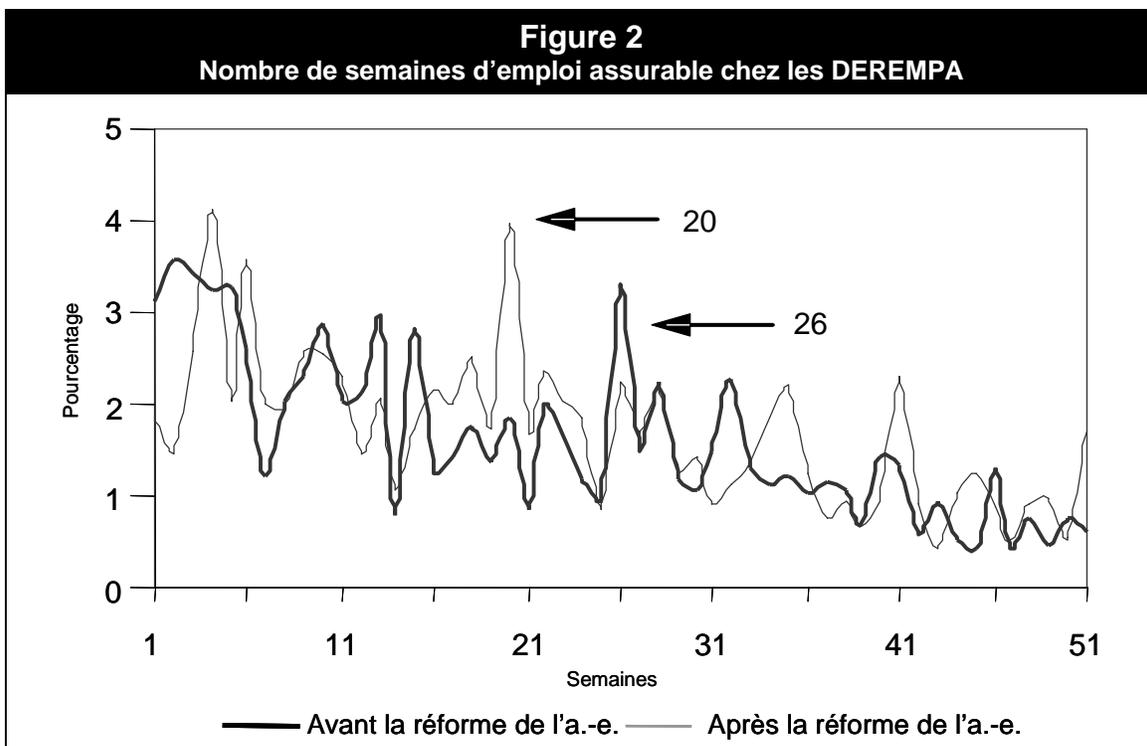
Tableau 1D
Caractéristiques des femmes
(en pourcentage)

	Toutes les femmes	Ont eu un enfant au cours des deux dernières années
Pourcentage âgé de moins de 25 ans	15,9	20,8
Semaines de travail au cours des cinq dernières années	157	153
Source : ECPIE et base de données administratives de l'assurance-emploi.		
Données allant du T3 de 1995 au T2 de 1996 et du T1 au T4 de 1997.		

5.4.3 Répercussions sur le nombre de semaines de travail

La réforme de l'assurance-emploi a majoré la norme minimale d'admissibilité pour les DEREMPA, qui est passée de 20 à 26 semaines, ou à 910 heures. Les répercussions de ce changement sont illustrées à la figure 2. Le graphique montre le nombre de semaines d'emploi assurable accumulées par chaque prestataire, pour tous les emplois admissibles. Ces données figurent sur le relevé d'emploi produit à la suite de la cessation d'emploi pour laquelle il s'est retrouvé dans la base d'échantillonnage de l'enquête. La ligne mince indique la répartition du nombre de semaines d'emploi assurable²⁹ avant la réforme de l'a.-e., avec un pic à 20 semaines. On constate qu'une partie de la population des DEREMPA a travaillé juste assez pour être admissibles à l'assurance-chômage. Après la réforme, le pic s'est déplacé à 26 semaines, ce qui démontre les répercussions considérables de la réforme. Il est intéressant de constater que, dans les deux cas, la répartition atteint un sommet à 20 et 26 semaines, puis diminue au cours des deux ou trois semaines suivantes.

²⁹ Le nombre d'heures a été converti en semaines en divisant ce nombre par 35.



Le tableau 2A montre l'importance numérique du déplacement des sommets vers la droite. Le tableau se concentre uniquement sur les mouvements de la répartition des particuliers qui avaient accumulé de 20 à 30 semaines de rémunération assurable. Avant la réforme de l'a.-e., 47,1 % des DEREMPA qui avaient accumulé de 20 à 30 semaines de rémunération assurable comptaient entre 20 et 23 semaines. Après la réforme, ce pourcentage a chuté pour se fixer à 29,1 %. Réciproquement, le pourcentage de DEREMPA dont la rémunération assurable se situait entre 23 et 26 semaines a augmenté, passant de 12,6 % avant la réforme à 21,3 % après la réforme.

Tableau 2A		
Mouvements de la répartition des semaines d'emploi assurable accumulées par les DEREMPA, se situant entre 20 et 30 semaines		
Étendue des semaines	Avant la réforme de l'a.-e.	Après la réforme de l'a.-e.
>= 20 et <= 23	47,1	29,1
> 23 et < 26	12,6	21,3
>= 26 et <= 30	40,3	49,6
Source : ECPIE et base de données administratives de l'assurance-emploi.		

Les changements dans le nombre de semaines d'emploi assurable figurant au tableau 2A montrent les répercussions qui ont touché un petit groupe de DEREMPA. Une proportion importante de DEREMPA, qui auraient été exclus en vertu de la nouvelle règle, avaient accumulé des semaines de plus, ce qui leur a permis de conserver leur admissibilité à l'a.-e. Le tableau 2B se veut une mise en perspective de la situation des DEREMPA dans leur ensemble. La première colonne montre l'augmentation du nombre de semaines accumulées suivant l'adoption de la norme applicable aux DEREMPA. Ces chiffres ont été obtenus en

comparant le nombre de semaines qui aurait été exigé si le particulier n'avait pas été un DEREMPA avec le nombre exigé pour les DEREMPA, c'est-à-dire 20 semaines avant la réforme de l'a.-e. et 26 semaines après. Ces calculs montrent que les DEREMPA devaient travailler en moyenne 4,2 semaines de plus que les non-DEREMPA pour avoir droit aux prestations d'a.-e. durant la période précédant la réforme. Il n'est donc pas étonnant que ce nombre ait augmenté de six semaines, reflétant ainsi les changements apportés aux dispositions législatives.

Tableau 2B						
Nombre de semaines d'emploi assurable selon les caractéristiques démographiques (en semaines)						
	Augmentation du nombre de semaines d'emploi assurable exigé pour les DEREMPA		Nombre de semaines d'emploi assurable non-DEREMPA		Nombre de semaines d'emploi assurable DEREMPA	
	Avant la réforme de l'a.-e.	Après la réforme de l'a.-e.	Avant la réforme de l'a.-e.	Après la réforme de l'a.-e.	Avant la réforme de l'a.-e.	Après la réforme de l'a.-e.
Total	4,2	10,0	34,7	35,9	25,3	23,1
Données démographiques						
Hommes	4,1	9,9	33,7	35,9	25,7	24,2
Femmes	4,3	10,1	36,2	35,8	24,8	22,0
Jeunes	4,2	10,0	33,7	33,4	22,2	20,4
Dans la force de l'âge	4,2	9,9	35,0	36,1	27,1	24,3
Âgés	4,7	10,4	33,8	37,3	23,0	24,0
Région						
Atlantique	6,4	12,9	27,5	29,8	22,5	21,7
Québec	5,6	12,0	33,3	33,4	24,0	22,9
Ontario	3,5	9,4	37,2	38,5	25,8	21,6
Prairies	2,9	7,6	36,4	38,1	25,8	24,8
Colombie-Britannique	3,9	9,5	37,2	38,2	26,8	25,8

Source : ECPIE et données administratives de l'assurance-emploi.

Le niveau de détail du tableau 2B n'est pas exhaustif, car il y a eu très peu de variations dans plusieurs des catégories. Toutefois, les données sur les régions ont été incluses car elles démontrent que les règles qui s'appliquent aux DEREMPA ont eu beaucoup plus de répercussions dans les provinces de l'Atlantique que dans les Prairies. Avant la réforme de l'a.-e., un prestataire DEREMPA type qui vivait dans les Prairies n'avait qu'à travailler 2,9 semaines de plus que s'il n'avait pas été assujéti à cette règle, alors qu'un prestataire DEREMPA vivant dans la région de l'Atlantique devait travailler 6,4 semaines de plus. Cela est attribuable au fait que les provinces des Prairies affichaient un taux de chômage moyen plus faible, de sorte que leurs normes variables d'admissibilité étaient plus près de 20 semaines par rapport à celles des provinces de l'Atlantique, où le taux de chômage était plus élevé et, conséquemment, les normes variables d'admissibilité moins sévères.

Ces écarts n'ont pas changé en termes absolus à la suite de la réforme de l'a.-e., car toutes les régions ont connu une hausse d'à peu près six semaines. Il faut toutefois mentionner que cela a contribué à réduire les écarts en pourcentage entre les régions. Avant la réforme de

l'assurance-emploi, les chiffres du Canada atlantique étaient deux fois plus élevés que ceux des Prairies, cet écart ayant diminué après la réforme.

La modification du comportement apparaît dans les colonnes qui montrent les changements relatifs aux semaines d'emploi assurable. La moyenne globale des semaines d'emploi assurable des DEREMPA a diminué de 2,2 semaines après la réforme de l'a.-e. Le déplacement qui s'est produit entre 20 et 30 semaines, illustré à la figure 2, n'était pas assez important pour avoir une incidence sur les chiffres de façon générale.

5.4.4 Répercussions sur le versement des prestations d'assurance-emploi

Le versement des prestations d'a.-e. est un élément qui a permis d'examiner un autre aspect du comportement. La volonté d'empêcher les jeunes de développer une dépendance envers l'a.-e. a été un facteur sous-jacent au changement de la règle s'appliquant aux DEREMPA. Il faudra plusieurs années avant que l'effet de ce changement puisse être évalué et il sera nécessaire de faire un suivi sur plusieurs années. À l'heure actuelle, l'intérêt prioritaire est de savoir jusqu'à quel point la réforme a eu une incidence sur la capacité des particuliers à toucher des prestations d'a.-e. Le tableau 3 présente les résultats de l'analyse statistique formelle de l'incidence de la réforme de l'assurance-emploi sur les prestations d'a.-e. versées à tous les DEREMPA qui ont quitté leur emploi.

Les résultats présentés sont fondés sur la régression des probits. Pour chaque variable, on donne une estimation des répercussions proportionnelles sur la probabilité de toucher des prestations d'a.-e. Le deuxième chiffre, inscrit sous la colonne « valeur *P* », donne une estimation du degré d'incertitude qui devrait s'appliquer aux résultats. Si ce chiffre est supérieur à 0,1, on présume normalement qu'aucune incidence ne peut être attribuée à la variable relative au versement des prestations d'assurance-emploi.

L'échantillon était composé de personnes ayant reçu des prestations d'a.-e. pendant une période d'un an avant le début de la réforme de l'a.-e., du troisième trimestre de 1995 au deuxième trimestre de 1996, et un an après la réforme, du premier au quatrième trimestre de 1997. Cela a permis d'évaluer les répercussions de la réforme de l'assurance-emploi.

Des variables ont été intégrées à l'analyse afin de saisir les changements au chapitre des prestations d'a.-e. versées aux DEREMPA, un an avant la réforme de l'assurance-emploi et un an après celle-ci. Des variables similaires ont été établies afin d'examiner les prestations d'a.-e. versées aux jeunes au fil du temps.

La population des DEREMPA était environ 18 % moins susceptible de toucher des prestations d'a.-e. pendant la période visée par l'échantillon. Cette probabilité est demeurée inchangée suivant l'adoption de la réforme de l'a.-e. Les jeunes étaient également moins susceptibles de toucher des prestations d'a.-e., et la mise en œuvre de la réforme n'a rien changé à cet égard. De façon générale, les célibataires ayant des enfants n'étaient pas moins susceptibles de recevoir des prestations d'a.-e. que les couples mariés sans enfants. Lorsqu'on examine les résultats selon la région, on remarque des écarts considérables entre le Canada

atlantique, où les DEREMPA étaient les plus susceptibles de toucher des prestations d'a.-e., et les Prairies, où ils étaient les moins susceptibles d'en toucher.

Tableau 3
DEREMPA ayant touché des prestations d'a.-e.
par rapport à l'ensemble des travailleurs (T3 1995 – T4 1997)

	Écart (%)	Valeur P	Intervalle de confiance de 90 %	
			Faible	Élevée
Réforme				
Général (janvier 1997 – décembre 1997)	-2,7	0,03	-4,8	-0,7
Jeunes (janvier 1997 – décembre 1997)	-4,7	0,13	-9,7	0,3
DEREMPA (janvier 1997 – décembre 1997)	-3,9	0,16	-8,4	0,6
Personnes qui deviennent ou redeviennent membres de la population active	-18,4	0,00	-21,4	-15,4
Données démographiques				
Hommes	-3,7	0,00	-5,7	-1,8
Jeunes	-11,6	0,00	-16,1	-7,1
Dans la force de l'âge	-1,0	0,61	-4,3	2,3
Âgés	Groupe témoin
Type de famille				
Célibataire, avec des enfants	0,8	0,72	-2,9	4,6
Célibataire sans enfants	-2,8	0,06	-5,1	-0,4
Personne mariée, avec des enfants	-2,8	0,06	-5,1	-0,4
Personne mariée sans enfants	Groupe témoin
Scolarité				
Études secondaires non terminées	Groupe témoin
Études secondaires	-3,2	0,03	-5,6	-0,9
Études postsecondaires	-5,1	0,00	-7,4	-2,8
Autres	-5,3	0,16	-11,3	0,7
Région				
Atlantique	10,3	0,00	7,4	13,2
Québec	7,5	0,00	4,6	10,4
Ontario	Groupe témoin
Prairies	-4,2	0,00	-6,5	-1,8
Colombie-Britannique	5,8	0,00	3,1	8,5
Secteur d'activité				
Primaire	4,0	0,20	-1,2	9,2
Fabrication	4,9	0,09	0,1	9,7
Construction	8,8	0,00	3,9	13,8
Services	3,8	0,15	-0,5	8,1
Administration publique	Groupe témoin
Taux de chômage	0,5	0,01	0,2	0,8

Source : ECPIE

Remarque : 1. Les cohortes 5 (T3 de 1996) et 6 (T4 de 1996) n'ont pas été incluses.

5.4.5 Dernières répercussions de la réforme de l'assurance-emploi mises à jour pour inclure les données d'avril à juin 2001 et d'avril à juin 2002

Une analyse supplémentaire a été effectuée pour comparer les résultats sur 12 mois entre le deuxième trimestre de 2001 (cohorte 24) et le deuxième trimestre de 2002 (cohorte 28). Cette analyse (non présentée) a révélé que la probabilité qu'un DEREMPA touche des prestations d'a.-e. a diminué au cours du deuxième trimestre de 2002 par rapport au deuxième trimestre de 2001. Il est toutefois impossible de déterminer à l'heure actuelle si cette réduction est liée d'une quelconque façon à un aspect de la politique.

5.4.6 Incidence du projet de loi C-2

Le projet de loi C-2 (en vigueur depuis le 1^{er} octobre 2000) a redéfini le statut de DEREMPA, en stipulant qu'une personne assurée ne sera pas considérée comme une personne qui devient ou qui redevient membre de la population active si elle a touché des prestations spéciales pendant une semaine ou plus au cours de la période de 208 semaines qui précède la période de référence initiale de 52 semaines, et qu'elle ne sera donc pas assujettie aux conditions d'admissibilité plus sévères qui s'appliquent aux DEREMPA. Le tableau ci-dessous établit une comparaison entre les pourcentages de DEREMPA selon l'ancienne et la nouvelle définition (c'est-à-dire avant et après le projet de loi C-2) pour la période qui a suivi l'adoption du projet de loi.

Tableau 4 Pourcentage de DEREMPA Comparaison des définitions de DEREMPA, avant et après l'adoption du projet de loi C-2 (T4 2000 – T2 2002)				
	Définition avant le projet de loi C-2	Définition après le projet de loi C-2	Valeur <i>P</i>	N
Total	26,8	26,5	0,59	22 795
Femmes	30,8	30,3	0,46	9 858
Remarques :				
1. La valeur <i>P</i> a trait à la comparaison du pourcentage de DEREMPA avant et après l'adoption du projet de loi C-2.				
2. L'échantillon allant d'octobre 2000 à juin 2002 est utilisé pour couvrir la période depuis la mise en œuvre du projet de loi C-2.				
Source : ECPIE et base de données administratives de l'assurance-emploi.				

Le tableau 4 donne à penser que la nouvelle définition de DEREMPA, dont il est fait mention dans le projet de loi C-2, n'a pas eu tellement d'incidence sur le pourcentage de personnes qui étaient des DEREMPA³⁰. On observe le même résultat lorsque l'analyse ne concerne que les femmes.

Tableau 5 Pourcentage de DEREMPA ayant touché des prestations d'a.-e. Comparaison des définitions de DEREMPA, avant et après l'adoption du projet de loi C-2 (T4 2000 – T2 2002)				
	Définition avant le projet de loi C-2	Définition après le projet de loi C-2	Valeur <i>P</i>	N
Total	13,1	13,0	0,95	10 821
Femmes	12,5	12,4	0,91	5 296
Remarques :				
1 La valeur <i>P</i> a trait à la comparaison des DEREMPA qui ont touché des prestations d'a.-e. avant et après l'adoption du projet de loi C-2.				
2. L'échantillon allant d'octobre 2000 à juin 2002 est utilisé pour couvrir la période depuis la mise en œuvre du projet de loi C-2.				
Source : ECPIE et base de données administratives de l'assurance-emploi.				

Le tableau 5 montre les changements relatifs au versement des prestations d'a.-e. touchées par les DEREMPA, par suite de la modification apportée à la définition dans le cadre du projet de loi C-2. Comme en témoignent les valeurs *P* très élevées, le changement de définition n'a pas eu de répercussions sur les prestations d'a.-e. versées aux DEREMPA.

5.5 Conclusions

Les DEREMPA représentaient une proportion considérable des membres de la population active, comptant 13 % de prestataires et 31 % de non-prestataires. Fait étonnant, les femmes ne constituent pas le groupe le plus important de cette population, étant largement dépassées en nombre par les jeunes qui sont des nouveaux venus sur le marché du travail. Le nombre de DEREMPA qui ont touché des prestations d'a.-e. n'a pas diminué autant qu'on aurait pu s'y attendre en raison de la hausse du nombre d'heures de travail exigé. Ce phénomène s'explique par le fait que la population touchée a déployé beaucoup plus d'efforts au niveau du travail. La probabilité que les DEREMPA touchent des prestations d'a.-e. a diminué au cours du trimestre le plus récent (deuxième trimestre de 2002). La raison de cet état de choses fera l'objet de recherches ultérieures.

La modification apportée à la définition de DEREMPA dans le cadre du projet de loi C-2 n'a pas eu d'effet sur le pourcentage de DEREMPA qui étaient sans emploi ou qui ont touché des prestations d'a.-e.

³⁰ Consulter l'annexe, qui montre le pourcentage croissant de DEREMPA au fil du temps.

Annexe

Tableau A1
Pourcentage de DEREMPA au fil du temps

Trimestres	Cohortes de l'ECPIE	DEREMPA (%)	N
Juillet à septembre 1995	1	27,1	2 383
Octobre à décembre 1995	2	20,5	3 806
Janvier à mars 1996	3	21,3	4 337
Avril à juin 1996	4	25,1	4 693
Janvier à mars 1997	7	23,0	3 418
Avril à juin 1997	8	25,1	3 778
Juillet à septembre 1997	9	25,0	3 906
Octobre à décembre 1997	10	24,0	4 225
Juillet à septembre 2000	21	30,1	3 014
Octobre à décembre 2000	22	24,8	3 409
Janvier à mars 2001	23	26,8	3 588
Avril à juin 2001	24	26,7	3 319
Juillet à septembre 2001	25	31,1	3 042
Octobre à décembre 2001	26	22,7	3 026
Janvier à mars 2002	27	25,9	3 325
Avril à juin 2002	28	28,3	3 086
Remarque :			
1. Les cohortes 5 (T3 de 1996), 6 (T4 de 1996), 13 (T3 de 1998) et 17 (T3 de 1999) n'ont pas été incluses.			
Source : ECPIE et base de données administratives de l'assurance-emploi.			

6. Réforme de l'assurance-emploi et collectivités rurales

6.1 Sommaire

Dans le cadre de la démarche visant à mieux comprendre les répercussions de la réforme de l'assurance-emploi (a.-e.) sur les collectivités, la présente étude s'attache aux conséquences qui en découlent pour les collectivités rurales. Le fait que les structures industrielles y soient différentes et qu'on y trouve une plus forte concentration de travail saisonnier, donne à penser que la réforme de l'a.-e. pouvait avoir des répercussions différentes sur les collectivités rurales par rapport aux autres.

Données et méthode

Cette étude s'appuie sur des données tirées de l'Enquête canadienne par panel sur l'interruption d'emploi (ECPIE), qui ont permis d'établir des statistiques descriptives concernant les personnes qui ont quitté leur emploi dans une collectivité rurale.

Principales constatations

- Environ 25 % des personnes qui ont quitté leur emploi vivaient dans une collectivité rurale. Cette proportion varie toutefois de façon marquée selon la scolarité, la région et l'activité économique.
 - 57,2 % des prestataires du Canada atlantique vivaient dans une collectivité rurale.
 - 58 % des prestataires qui provenaient d'une industrie primaire étaient originaires d'une collectivité rurale.
 - Parmi les personnes qui ne possédaient pas de diplôme d'études secondaires, 41,7 % des prestataires vivaient dans une collectivité rurale.
 - Des écarts beaucoup moins importants sont liés aux caractéristiques démographiques.
- Selon les résultats, la réforme de l'a.-e. n'a pas eu des répercussions différentes selon qu'il s'agissait d'une collectivité rurale ou d'un autre type de collectivité.
 - Les répercussions de la réforme de l'assurance-emploi sur la probabilité qu'un travailleur ait accumulé suffisamment d'heures ou de semaines de travail pour être admissible aux prestations, étaient les mêmes dans les collectivités rurales et les autres types de collectivité.

- La durée moyenne de l’admissibilité aux prestations d’a.-e. n’a pas été touchée par la réforme, qu’il s’agisse des travailleurs des régions rurales ou des autres travailleurs. Il est possible que deux effets contraires se soient annulés l’un l’autre :
 - les travailleurs saisonniers étaient plus nombreux dans les collectivités rurales (26,3 % par rapport à 11,6 %), et leur journée de travail était plus longue. Le passage d’un système fondé sur les semaines de travail à un système fondé sur les heures travaillées a permis de prolonger la durée moyenne de l’admissibilité aux prestations chez les travailleurs qui travaillaient plus d’heures;
 - toutefois, la réduction de la période maximale d’admissibilité aux prestations (qui est passée de 50 à 45 semaines) a réduit la période moyenne d’admissibilité. Les collectivités rurales ont été plus touchées, étant donné qu’un plus fort pourcentage de prestataires dans ces régions auraient eu droit à plus de 45 semaines de prestations (16,1 % plutôt que 12,3 %);
 - le nombre moyen d’heures de travail par semaine n’a pas été touché de façon marquée par la réforme de l’a.-e. Cette observation vaut pour les travailleurs des collectivités rurales et les autres travailleurs.

6.2 Introduction

Les exigences au chapitre du contrôle de l’incidence de la réforme de l’assurance-emploi supposent aussi l’examen des changements survenus à l’échelle communautaire, en plus des changements qui se sont produits à l’échelle nationale et individuelle. Une bonne partie des recherches antérieures sur les incidences à l’échelle communautaire portaient sur 14 collectivités spécifiques, choisies dans le cadre de l’étude *Suivi des répercussions de l’assurance-emploi*. Dans la présente étude, l’examen des répercussions sur la collectivité pendant toute la période de la réforme de l’a.-e., est effectué en suivant l’évolution de certains indicateurs clés du marché du travail, qui visent les travailleurs des collectivités rurales et des autres types de collectivité.

La présente étude, qui s’inscrit dans le sillage du texte fondamental de MacDonald, Phipps et MacPhail³¹, avance une première explication des résultats imprévus obtenus par ses auteurs, selon lesquels les répercussions subies par les deux types de collectivité ne présentaient aucune différence.

L’hypothèse voulant qu’il y ait des différences entre les répercussions de la réforme de l’a.-e.³² sur les collectivités rurales par rapport aux autres collectivités, s’appuie sur le fait que la situation des travailleurs saisonniers s’était quelque peu améliorée après la réforme. En accumulant plus d’heures de travail par semaine, les travailleurs saisonniers bénéficiaient

³¹ On trouvera sur le site du Forum canadien de recherche sur la situation d’emploi (FCRSE) (http://cerf.mcmaster.ca/conferences/rural_prog.html) le texte de l’allocution « *Rural-Urban Differences in the Impact of EI* », prononcée en septembre 2000 par MacDonald, Phipps et MacPhail, dans le cadre de la conférence Rural/Urban Differences in Economic Development organisée pour le FCRSE par l’Université Laurentienne Sudbury (Ontario).

³² Voir « *EI Reform and Seasonal Workers* », EDD, novembre 2000.

donc d'une période de prestations plus longue. Il semblait raisonnable de croire que, en raison de la plus grande concentration de travailleurs saisonniers dans les collectivités rurales, ceux-ci recevraient dans l'ensemble plus de prestations; or, il a été constaté que cela n'était pas le cas.

6.3 Données et méthode

La principale source de données sur laquelle est fondée l'évaluation des répercussions de la réforme de l'assurance-emploi de 1996, est l'Enquête canadienne par panel sur l'interruption d'emploi (ECPIE) de 1996³³. Cette enquête, effectuée par Statistique Canada pour le compte de DRHC, a permis de recueillir des informations sur un échantillon de particuliers et leur famille, l'échantillon étant constitué de personnes qui avaient cessé de travailler selon les relevés d'emploi (RE) contenus dans le fichier de DRHC. Les renseignements recueillis portaient sur les caractéristiques personnelles du particulier et de sa famille, les motifs de la cessation d'emploi, l'historique d'emploi détaillé, les activités de recherche d'emploi, la formation, le versement de prestations d'a.-e. ou d'a.-c., l'aide sociale, ainsi que la situation financière du ménage, y compris les actifs et les dettes.

Chaque participant à l'enquête a été interrogé deux fois. La première entrevue (vague 1) a eu lieu au cours de l'année qui a suivi la cessation d'emploi et la seconde entrevue (vague 2) a été menée environ neuf mois après la première. Au total, l'enquête a porté sur quelque 40 000 Canadiens dont l'activité professionnelle avait subi une modification ou une interruption. L'enquête a commencé en juillet 1996 et a pris fin en septembre 1998, regroupant ainsi dix trimestres. Pour chaque trimestre, on parlera de « cohorte ». Par exemple, les données de l'ECPIE pour la période allant d'octobre à décembre 1997 sont appelées données de la cohorte 10. En vue de l'examen des répercussions de la réforme, les cohortes ont été réparties sur trois périodes :

Période antérieure à la réforme (cohortes 1 à 4) — Les participants aux quatre premières entrevues ont cessé de travailler au cours de l'un des quatre trimestres (soit T3 de 1995 au T2 de 1996) qui ont précédé la mise en œuvre de l'assurance-emploi.

Période de la réforme (cohortes 5 et 6) — Les personnes qui ont participé aux deux entrevues suivantes ont cessé de travailler au cours de l'un des deux trimestres (soit T3 de 1996 et T4 de 1996) pendant lesquels la réforme de l'a.-e. a été mise en œuvre.

Période postérieure à la réforme (cohortes 7 à 10) — Les personnes qui ont participé aux quatre dernières entrevues ont cessé de travailler au cours de l'un des quatre trimestres (soit T1 de 1997 au T4 de 1997) qui ont suivi la mise en œuvre de la réforme de l'a.-e.

³³ Statistique Canada parle de l'« Enquête sur les changements à l'égard de l'emploi ».

Cette étude porte principalement sur l'échantillon qui comprend les cohortes 1 à 4, soit la période qui a précédé la réforme, et les cohortes 7 à 10, pour la période qui a suivi la réforme. Le fait de disposer de données s'échelonnant sur huit trimestres, soit quatre avant la réforme et quatre après, a fait en sorte que les tableaux ne reflètent aucun effet saisonnier. On a aussi analysé les données les plus récentes de l'ECPIE (cohortes 21 à 28, T3 de 2000 au T2 de 2002) pour vérifier si les tendances présentées dans ce rapport se sont maintenues.

L'étude a aussi fait appel aux codes postaux tirés de l'enquête, afin de repérer les résidences se trouvant dans une collectivité rurale³⁴. Dans cette étude comme dans celle de MacDonald et coll., les codes postaux comportant un « 0 » dans la seconde colonne désignent une collectivité rurale. Cette définition n'est pas la même que celle qu'utilise Statistique Canada, par exemple pour l'Enquête sur les finances des consommateurs, mais elle convient néanmoins au contexte actuel.

6.4 Qui travaille dans les collectivités rurales?

Le tableau 1 présente les caractéristiques démographiques des travailleurs en milieu rural. On voit donc que, selon la définition, près du quart de l'échantillon de l'ECPIE habitait en région rurale. De façon générale, la proportion de prestataires vivant dans ces régions est de quelques points de pourcentage plus élevée que celle des non-prestataires. Il est particulièrement intéressant de constater que les travailleurs saisonniers³⁵ étaient presque deux fois plus susceptibles de travailler dans une collectivité rurale, ce qui, du point de vue empirique, justifie le motif fondamental, exposé dans l'introduction du présent document.

Dans la première colonne, on présente les pourcentages de non-prestataires selon leurs caractéristiques démographiques. Par exemple, 36 % des non-prestataires qui n'ont pas terminé leurs études secondaires travaillaient dans des collectivités rurales par rapport à 41,7 % chez les prestataires. La troisième colonne affiche une statistique *t*, qui permet d'établir si ces différences sont importantes ou non sur le plan statistique. Dans le cas des personnes qui n'ont pas de diplôme d'études secondaires, par exemple, la différence est importante sur le plan statistique.

Un coup d'œil rapide sur le tableau 1 révèle aussi que, dans la plupart des cas, la proportion de travailleurs dans les collectivités rurales ne varie pas de façon notable selon les caractéristiques démographiques. Ainsi, par exemple, les hommes qui ont perdu leur emploi étaient seulement un peu plus susceptibles que les femmes de travailler dans une collectivité rurale. On n'observe qu'une faible variation selon l'âge ou le type de famille. Toutefois, les données relatives à la scolarité, à la région, au secteur d'activité ou au type d'emploi présentent des écarts plus importants. Les personnes qui n'avaient pas de diplôme d'études secondaires étaient deux fois plus susceptibles d'appartenir à une collectivité rurale que les personnes qui ont perdu leur emploi et dont le niveau de scolarité était plus élevé. Les habitants du Canada atlantique qui ont perdu leur emploi étaient deux fois

³⁴ On trouvera plus de renseignements à ce sujet sur le site suivant : <http://www.canadapost.ca/CPC2/addrm/pclookup/pcinfo.html#pci>.

³⁵ Les travailleurs saisonniers sont les personnes qui indiquent, dans l'ECPIE, que leur emploi est de nature saisonnière.

plus susceptibles que les autres Canadiens de provenir d'une collectivité rurale. De la même façon, les personnes qui ont perdu un emploi dans l'industrie primaire étaient au moins deux fois plus susceptibles d'avoir travaillé dans une industrie en milieu rural que dans une autre industrie.

Ces tendances se reflètent aussi dans le tableau 2, où le pourcentage d'habitants des régions rurales qui ont perdu leur emploi est présenté selon leurs caractéristiques démographiques. Par exemple, 55,2 % des personnes qui ont quitté un emploi en milieu rural étaient des hommes, par rapport à 52,2 % des représentants du même groupe qui venaient d'une région non rurale, selon les données de l'ECPIE. On peut établir de nombreuses autres similitudes selon l'âge et le type de famille.

Les caractéristiques relatives à la scolarité, à la région et au secteur d'activité témoignent de différences plus prononcées. Environ 34 % des personnes qui ont quitté un emploi dans une collectivité rurale n'avaient pas terminé leurs études secondaires, alors que cette proportion s'établit à 18,5 % seulement dans les autres collectivités. Les personnes qui ont quitté un emploi dans une industrie primaire ne formaient que 3,7 % de l'effectif dans les collectivités non rurales, tandis que ce pourcentage pouvait s'élever jusqu'à 12,9 % dans les collectivités rurales.

Les deux dernières rangées expliquent en bonne partie les résultats finaux de la présente étude. Dans le groupe de personnes qui ont quitté leur emploi, les travailleurs saisonniers étaient proportionnellement plus de deux fois plus nombreux dans les régions rurales que dans les régions non rurales. Comme ils ne représentent toutefois que 26,3 % des personnes ayant quitté leur emploi dans une région rurale, on peut supposer que les répercussions de l'a.-e. sur les travailleurs saisonniers n'ont pas nécessairement été plus importantes dans les collectivités rurales.

Tableau 1			
Pourcentages dans les collectivités rurales : comparaison entre les prestataires d'a.-e. et les non-prestataires			
	Non-prestataires	Prestataires de l'a.-e.	Statistique t
Total	23,6	28,3	5,27
Caractéristiques démographiques			
Hommes	24,3	30,4	5,15
Femmes	22,8	26,2	2,56
Jeunes (15 à 24 ans)	21,0	29,2	3,45
Dans la force de l'âge (25 à 54 ans)	24,5	28,2	3,56
Âgés (55 ans et plus)	24,4	28,3	1,31
Type de famille			
Célibataire, avec des enfants	22,9	23,9	0,35
Célibataire sans enfants	19,8	25,3	3,72
Personne mariée, avec des enfants	28,0	28,9	0,57
Personne mariée sans enfants	24,9	31,4	3,77

Tableau 1 (suite)
Pourcentages dans les collectivités rurales : comparaison
entre les prestataires d'a.-e. et les non-prestataires

	Non- prestataires	Prestataires de l'a.-e.	Statistique t
Scolarité			
Études secondaires non terminées	36,0	41,7	2,92
Études secondaires	25,8	29,3	2,10
Études postsecondaires	17,5	20,0	2,12
Autres	25,2	25,4	0,03
Région			
Atlantique	49,4	57,2	5,80
Québec	26,0	30,9	2,44
Ontario	19,0	19,8	0,47
Prairies	22,2	24,4	1,88
Colombie-Britannique	16,5	16,5	-0,05
Secteur d'activité			
Primaire	52,3	58,0	1,60
Fabrication	24,5	28,5	1,87
Construction	32,0	29,5	-1,02
Services	19,4	24,9	4,82
Gouvernement	22,0	28,1	1,55
Type de travail			
Travail saisonnier	39,4	49,0	4,36
Travail non saisonnier	21,0	24,0	3,20

Source : ECPIE, cohortes 1 à 4 et 7 à 10.

Tableau 2
Caractéristiques démographiques des personnes qui ont quitté leur emploi
en région rurale par rapport aux personnes du même groupe en région non rurale
(en pourcentage)

	Total	Collectivité non rurale	Collectivité rurale
Caractéristiques démographiques			
Hommes	53,0	52,2	55,2
Femmes	47,0	47,8	44,7
Jeunes (15 à 24 ans)	18,9	19,5	16,9
Dans la force de l'âge (25 à 54 ans)	72,1	71,5	74,0
Âgés (55 ans et plus)	8,7	8,7	8,9
Type de famille			
Célibataire, avec des enfants	7,2	7,4	6,6
Célibataire sans enfants	34,6	36,4	29,3
Personne mariée, avec des enfants	30,9	29,7	34,5
Personne mariée sans enfants	27,1	26,4	29,4

Tableau 2 (suite) Caractéristiques démographiques des personnes qui ont quitté leur emploi en région rurale par rapport aux personnes du même groupe en région non rurale (en pourcentage)			
	Total	Collectivité non rurale	Collectivité rurale
Scolarité			
Études secondaires non terminées	22,5	18,5	34,0
Études secondaires	27,2	26,5	29,0
Études postsecondaires	48,2	52,8	34,8
Autres	2,0	2,0	2,0
Région			
Atlantique	10,2	6,4	21,3
Québec	27,9	26,8	30,8
Ontario	32,2	34,8	24,3
Prairies	16,8	17,3	15,1
Colombie-Britannique	13,0	14,6	8,4
Secteur d'activité			
Primaire	6,0	3,7	12,9
Fabrication	17,7	17,6	18,2
Construction	10,2	9,4	12,4
Services	60,7	63,8	51,4
Gouvernement	5,4	5,5	5,1
Type de travail			
Travail saisonnier	15,4	11,6	26,3
Travail non saisonnier	84,6	88,4	73,7
Source : ECPIE, cohortes 1 à 4, et 7 à 10.			

6.5 Répercussions de la réforme de l'assurance-emploi

Dans la présente section, on examine un certain nombre d'indicateurs afin de déterminer si la réforme de l'a.-e. a touché les travailleurs des régions rurales de façon démesurée par rapport aux travailleurs des régions non rurales. Cet exercice exige que l'on tienne compte des répercussions à court et à long terme. L'évaluation des premières répercussions à court terme s'appuie sur une comparaison entre les données des quatre trimestres qui ont précédé la réforme de l'assurance-emploi et celles des quatre trimestres qui l'ont suivie.

Premières répercussions à court terme

Les tableaux 3 et 4 présentent l'évolution des données qui ont servi aux analyses statistiques présentées aux tableaux 5, 6 et 7.

Le tableau 3 montre l'évolution des statistiques démographiques fondamentales. En règle générale, l'évolution entre les périodes antérieure et postérieure à la réforme est assez peu marquée. De plus, comme le montre le tableau 4, la proportion de travailleurs en milieu rural est demeurée stable, à environ 25 %.

Tableau 3
Changements des caractéristiques démographiques relatives aux personnes
qui ont quitté un emploi en région rurale
(en pourcentage)

	Avant la réforme de l'a.-e. (T3 1995 – T2 1996)	Après la réforme de l'a.-e. (T1 1997 – T4 1997)	Statistique <i>t</i>
Caractéristiques démographiques			
Hommes	56,1	54,4	-0,88
Femmes	43,9	45,6	0,85
Jeunes (15 à 24 ans)	15,7	18,1	1,58
Dans la force de l'âge (25 à 54 ans)	75,4	72,7	-1,57
Âgés (55 ans et plus)	8,7	9,1	0,40
Type de famille			
Célibataire, avec des enfants	5,8	7,3	1,66
Célibataire sans enfants	30,2	28,4	-1,03
Personne mariée, avec des enfants	35,0	34,1	-0,52
Personne mariée sans enfants	28,9	29,9	0,58
Scolarité			
Études secondaires non terminées	35,7	32,3	-1,96
Études secondaires	28,7	29,2	0,29
Études postsecondaires	33,6	36,0	1,26
Autres	1,8	2,1	0,56
Région			
Atlantique	21,9	20,7	-1,24
Québec	31,0	30,6	-0,18
Ontario	23,9	24,8	0,45
Prairies	14,7	15,4	0,78
Colombie-Britannique	8,5	8,4	-0,02
Secteur d'activité			
Primaire	13,2	12,6	-0,52
Fabrication	18,6	17,7	-0,59
Construction	12,9	11,9	-0,91
Services	49,8	53,1	1,70
Gouvernement	5,5	4,7	-0,87
Type de travail			
Travail saisonnier	26,5	26,1	-0,25
Travail non saisonnier	73,5	73,9	0,25

Source : ECPIE, cohortes 1 à 4 et 7 à 10.

Tableau 4
Changements dans les variables des résultats

	Avant la réforme de l'a.-e. (T3 1995 – T2 1996)	Après la réforme de l'a.-e. (T1 1997 – T4 1997)	Statistique <i>t</i>
Ensemble des travailleurs			
% en milieu rural	25,8	25,2	-0,69
% ne comptant aucune semaine de chômage	37,6	34,1	-3,41
Ensemble des travailleurs en milieu rural ¹			
% ayant accumulé assez d'heures ou de semaines de travail pour être admissibles aux prestations d'a.-e.	81,3	79,4	-0,96
Semaines travaillées ²	36,5	37,1	0,86
Semaines de chômage	36,4	33,9	-1,38
Heures travaillées	43,4	41,8	-2,19
Ensemble des travailleurs en milieu rural qui ont demandé des prestations d'a.-e. ¹			
Semaines de prestations	35,4	35,6	0,43
Semaines travaillées ²	40,1	42,0	2,32
Semaines de chômage	35,1	31,7	-1,59
Heures travaillées	44,3	42,9	-1,54
Ensemble des travailleurs en milieu rural qui n'ont pas demandé de prestations d'a.-e. ¹			
Semaines travaillées ²	32,6	32,7	0,16
Semaines de chômage	37,7	35,9	-0,65
Heures travaillées	42,5	40,9	-1,46
Ensemble des travailleurs des régions non rurales ¹			
% ayant accumulé assez d'heures ou de semaines de travail pour être admissibles aux prestations d'a.-e.	81,9	79,6	-1,82
Semaines travaillées ²	34,9	35,4	1,14
Semaines de chômage	38,7	34,9	-3,07
Heures travaillées	39,7	39,3	-0,94
Remarques :			
1. Seuls les travailleurs ayant accumulé un nombre positif de semaines de chômage.			
2. On indique 52 semaines pour les emplois dont la durée est supérieure à 52 semaines.			
Source : ECPIE, cohortes 1 à 4 et 7 à 10.			

Le tableau 4 permet de cerner d'autres facettes intéressantes du travail en milieu rural. Par exemple, les travailleurs dans les régions rurales ont travaillé plus de 40 heures, ce qui est supérieur à la moyenne³⁶. Cette observation est importante, puisqu'elle laisse croire que l'adoption du règlement fondé sur les heures de travail pourrait avoir entraîné une hausse du montant des prestations et du nombre de semaines de prestations d'a.-e. Cela s'explique par le fait que, en vertu de l'a.-e., toute personne qui travaille plus de 35 heures par semaine a plus de chances de répondre aux critères d'admissibilité et de recevoir des prestations pendant un nombre de semaines plus élevé, pour la même quantité de travail. Pourtant, le tableau 4 ne montre rien en ce sens, puisque les données relatives aux travailleurs des régions rurales restent inchangées.

Le tableau 5 examine de plus près les critères d'admissibilité aux prestations d'a.-e. qui s'appliquent aux travailleurs des régions rurales. Le tableau présente les résultats d'une procédure statistique³⁷ qui permet d'évaluer, et d'exprimer en pourcentage, les répercussions de divers facteurs sur les chances de recevoir des prestations d'a.-e. Sous la rubrique « Valeur *P* », on trouve la valeur estimative du niveau d'incertitude que l'on peut lier aux résultats. Par exemple, on évalue que les jeunes ont 16,5 % moins de chances d'avoir droit aux prestations d'a.-e., dans cet échantillon, que les travailleurs âgés qui forment le groupe témoin. Si la valeur *P* est zéro, c'est qu'il est à peu près certain que cette différence est importante sur le plan statistique³⁸.

Le tableau 5 révèle en outre que de nombreuses caractéristiques démographiques ont une incidence sur le nombre de semaines ou d'heures de travail qu'une personne doit accumuler pour avoir droit aux prestations. On voit que les hommes et les femmes qui ont perdu leur emploi ont à peu près autant de chances les uns que les autres d'avoir accumulé suffisamment d'heures ou de semaines de travail. Les jeunes, par contre, sont beaucoup moins susceptibles d'avoir travaillé suffisamment longtemps pour avoir droit aux prestations. Ce fait n'est pas surprenant, puisque les jeunes sont très souvent des étudiants qui ne travaillent que pendant l'été, quand ils ne vont pas en classe. Le tableau 5 montre aussi que les personnes qui ont un diplôme d'études secondaires sont plus susceptibles d'avoir travaillé suffisamment longtemps pour avoir droit aux prestations.

En ce qui concerne les objectifs du présent document, toutefois, c'est la variable « Milieu rural* Réforme » qui a le plus d'importance. Celle-ci mesure les répercussions relatives de la réforme de l'a.-e. sur les travailleurs des régions rurales. Puisque cette variable n'a aucune importance sur le plan statistique, on ne peut pas prouver que les répercussions de la réforme de l'assurance-emploi ont été plus importantes pour les travailleurs des régions rurales que pour les autres travailleurs. Toutefois, la variable « Réforme » reflète une légère diminution du taux d'admissibilité pour l'ensemble des travailleurs depuis la réforme de l'a.-e. On étudiera plus en détail la question du taux global d'admissibilité aux prestations d'a.-e. dans un document portant sur l'admissibilité et dans la prochaine évaluation sommative de la réforme de l'assurance-emploi.

³⁶ La moyenne de l'échantillon de l'ECPIE s'établit à 39,8.

³⁷ Pour arriver à ces estimations, on a employé la technique de régression des probits. Seules les variables à tester qui avaient un lien direct avec la présente analyse y ont été intégrées.

³⁸ On a jugé qu'une valeur *P* supérieure à 0,1 était négligeable dans le cadre de cette étude et pour les autres études de contrôle de l'assurance-emploi. Cette hypothèse est conforme à la façon de procéder habituelle.

Le tableau 6 examine la durée de l'admissibilité aux prestations d'a.-e. chez les personnes qui y ont eu droit. Ce tableau montre aussi que les différences, exprimées au regard des caractéristiques démographiques, sont beaucoup moins importantes qu'en ce qui concerne les critères d'admissibilité aux prestations. Toutefois, les travailleurs qui ont poursuivi leurs études au-delà du niveau secondaire avaient tendance à recevoir, en moyenne, des prestations pendant une période plus longue que les travailleurs qui n'avaient pas de diplôme d'études secondaires.

En haut du tableau 6, la variable « Réforme » révèle que la réforme de l'assurance-emploi n'a pas eu d'incidence sur la durée des prestations (pour les travailleurs des régions rurales comme pour les autres travailleurs). En ce qui concerne les travailleurs des régions rurales, le coefficient de la variable « Réforme » est négligeable, ce qui est probablement dû à la conjugaison de deux effets contraires qui se sont annulés. D'une part, comme les travailleurs des régions rurales ont tendance à travailler un nombre d'heures plus élevé, le passage à un système qui se fonde désormais sur le nombre d'heures plutôt que de semaines travaillées, aurait dû faire en sorte d'augmenter, en moyenne, leur admissibilité. Toutefois, la réforme de l'assurance-emploi a fait passer de 50 à 45 semaines le nombre maximal de semaines de prestations. On aurait pu s'attendre à ce que les prestataires des régions rurales soient touchés de façon démesurée, du fait que les régions où les travailleurs ont droit au nombre maximal de semaines de prestations sont celles qui affichent un taux de chômage élevé, ce qui est souvent le cas des régions rurales. Le tableau A1, à l'annexe, montre que si les données sont modifiées de façon à fixer à 45 le nombre maximal de semaines de prestations, on observe une hausse de la période d'admissibilité aux prestations dans les régions rurales après la réforme de l'a.-e. Le tableau A2 révèle que, avant la réforme de l'a.-e., c'est dans les régions rurales que les travailleurs étaient les plus susceptibles d'avoir droit à des prestations d'a.-e. pendant plus de 45 semaines.

Les deux premiers indicateurs analysés ci-dessus visent les répercussions des modifications apportées au régime. Le dernier indicateur s'attache aux répercussions possibles que l'on aurait pu lier aux changements de comportement. On a examiné la situation au regard des heures travaillées en raison de l'évolution observée en ce qui concerne le travail saisonnier³⁹. L'analyse de régression (tableau 7) montre que, dans l'ensemble, il n'y a pas eu de modifications notables des heures de travail. L'échantillon regroupait tous les travailleurs, prestataires ou non-prestataires d'assurance-emploi, vivant ou non en région rurale. On a observé que les travailleurs des régions rurales avaient tendance à travailler un nombre d'heures plus élevé que les travailleurs des régions non rurales. On a fait d'autres analyses de régression en scindant l'échantillon en deux : personnes qui ont travaillé 20 semaines ou plus et personnes qui ont travaillé moins de 20 semaines. L'objectif de cet exercice était de vérifier si les personnes dont l'emploi durait moins longtemps avaient tendance à modifier leur nombre d'heures de travail, puisque ce nombre avait une incidence sur la durée et le montant de leurs prestations. L'analyse n'a toutefois révélé aucune modification du comportement chez les personnes dont l'emploi avait duré moins de 20 semaines. On observe, dans l'année qui a suivi la réforme de l'assurance-emploi, une légère diminution

³⁹ Voir « *EI Reform and Seasonal Workers* », EDD, novembre 2000, tableau 7.

du nombre d'heures travaillées par les personnes dont l'emploi avait duré plus de 20 semaines. Cette diminution est toutefois demeurée inexplicée.

Tableau 5				
Analyse par la méthode des probits de l'admissibilité aux prestations d'a.-e.				
	Écart (%)	Valeur P	Intervalle de confiance (90 %)	
Réforme	-2,4	0,02	-4,1	-0,7
Milieu rural	-0,9	0,55	-3,3	1,5
Milieu rural* Réforme	-1,0	0,59	-4,1	2,1
Caractéristiques démographiques				
Hommes	0,3	0,73	-1,3	1,9
Femmes	–	–	–	–
Jeunes (15 à 24 ans)	-14,3	0,00	-18,1	-10,5
Dans la force de l'âge (25 à 54 ans)	-4,2	0,01	-6,8	-1,6
Âgés (55 ans et plus)	–	–	–	–
Type de famille				
Célibataire, avec des enfants	-6,0	0,00	-9,4	-2,7
Célibataire sans enfants	-3,7	0,00	-5,6	-1,7
Personne mariée, avec des enfants	-0,2	0,88	-2,1	1,8
Personne mariée sans enfants	–	–	–	–
Scolarité				
Études secondaires non terminées	–	–	–	–
Études secondaires	0,6	0,63	-1,4	2,5
Études postsecondaires	2,2	0,06	0,3	4,1
Autres	-2,1	0,49	-7,1	3,0
Région				
Atlantique	0,6	0,64	-1,6	2,8
Québec	0,0	0,99	-2,3	2,3
Ontario	–	–	–	–
Prairies	0,4	0,72	-1,5	2,3
Colombie-Britannique	1,8	0,15	-0,2	3,8
Taux de chômage	0,5	0,00	0,2	0,7
Secteur d'activité				
Primaire	4,5	0,04	1,1	7,9
Fabrication	6,3	0,00	3,2	9,3
Construction	2,0	0,35	-1,4	5,3
Services	5,5	0,01	2,3	8,8
Gouvernement	–	–	–	–
Travailleurs saisonniers	-4,1	0,00	-6,0	-2,1

Source : ECPIE, cohortes 1 à 4 et 7 à 10.

Tableau 6
Travailleurs des régions rurales et des régions non rurales :
analyse comparative par régression des semaines de prestations

	Total		Milieu non rural		Milieu rural	
	Écart (%)	Valeur P	Écart (%)	Valeur P	Écart (%)	Valeur P
Réforme	0,0	0,79	0,0	0,82	-0,2	0,29
Caractéristiques démographiques						
Hommes	-0,3	0,04	-0,6	0,00	0,5	0,03
Femmes	–	–	–	–	–	–
Jeunes (15 à 24 ans)	-1,2	0,00	-1,8	0,00	0,5	0,26
Dans la force de l'âge (25 à 54 ans)	0,1	0,56	-0,1	0,62	1,0	0,01
Âgés (55 ans et plus)	–	–	–	–	–	–
Type de famille						
Célibataire, avec des enfants	-0,5	0,05	-0,7	0,04	-0,3	0,46
Célibataire sans enfants	-0,8	0,00	-0,7	0,00	-1,4	0,00
Personne mariée, avec des enfants	0,1	0,63	0,3	0,14	-0,6	0,03
Personne mariée sans enfants	–	–	–	–	–	–
Scolarité						
Études secondaires non terminées	–	–	–	–	–	–
Études secondaires	0,6	0,00	0,7	0,01	0,1	0,63
Études postsecondaires	0,8	0,00	0,8	0,00	0,2	0,34
Autres	3,0	0,00	3,3	0,00	1,5	0,06
Région						
Atlantique	-1,9	0,00	-1,2	0,00	-2,5	0,00
Québec	0,6	0,00	0,6	0,01	-0,2	0,59
Ontario	–	–	–	–	–	–
Prairies	-1,5	0,00	-1,0	0,00	-2,2	0,00
Colombie-Britannique	-0,2	0,25	-0,4	0,13	0,0	1,00
Taux de chômage	0,7	0,00	0,8	0,00	0,6	0,00
Secteur d'activité						
Primaire	-2,2	0,00	-0,9	0,12	-3,0	0,00
Fabrication	1,4	0,00	1,7	0,00	0,8	0,14
Construction	-2,3	0,00	-2,6	0,00	-1,6	0,00
Services	1,0	0,00	1,1	0,01	0,7	0,16
Gouvernement	–	–	–	–	–	–

Remarque : Les données ne concernent que les travailleurs qui ont reçu des prestations d'assurance-emploi.

Source : ECPIE, cohortes 1 à 4 et 7 à 10.

Tableau 7
Résultats de la régression : heures de travail selon les semaines travaillées

	Total		Moins de 20 semaines		20 semaines et plus	
	Écart (%)	Valeur P	Écart (%)	Valeur P	Écart (%)	Valeur P
Milieu rural	0,8	0,00	2,2	0,00	0,4	0,09
Réforme	-0,2	0,15	0,6	0,17	-0,4	0,01
Milieu rural* Réforme	-0,3	0,33	0,5	0,60	-0,4	0,23
Caractéristiques démographiques						
Hommes	7,2	0,00	7,7	0,00	7,2	0,00
Femmes	–	–	–	–	–	–
Jeunes (15 à 24 ans)	-1,2	0,00	0,7	0,51	-1,3	0,00
Dans la force de l'âge (25 à 54 ans)	2,4	0,00	5,2	0,00	2,1	0,00
Âgés (55 ans et plus)	–	–	–	–	–	–
Type de famille						
Célibataire, avec des enfants	-1,0	0,00	-3,1	0,00	-0,5	0,16
Célibataire sans enfants	0,0	0,87	-0,1	0,90	-0,1	0,72
Personne mariée, avec des enfants	-0,3	0,15	-1,4	0,03	-0,1	0,55
Personne mariée sans enfants	–	–	–	–	–	–
Scolarité						
Études secondaires non terminées	–	–	–	–	–	–
Études secondaires	-0,9	0,00	-0,5	0,37	-0,9	0,00
Études postsecondaires	-1,1	0,00	0,0	0,94	-1,3	0,00
Autres	-0,6	0,23	-4,0	0,01	-0,1	0,88
Région						
Atlantique	1,3	0,00	0,9	0,26	1,4	0,00
Québec	-1,8	0,00	-1,1	0,07	-2,0	0,00
Ontario	–	–	–	–	–	–
Prairies	2,7	0,00	3,5	0,00	2,5	0,00
Colombie-Britannique	-0,6	0,02	-1,6	0,02	-0,4	0,17
Taux de chômage	0,0	0,36	0,1	0,11	0,0	0,75
Secteur d'activité						
Primaire	10,7	0,00	9,5	0,00	10,9	0,00
Fabrication	4,4	0,00	2,5	0,01	4,8	0,00
Construction	5,7	0,00	5,5	0,00	5,8	0,00
Services	-0,4	0,29	-1,2	0,16	-0,1	0,70
Gouvernement	–	–	–	–	–	–

Source : ECPIC, cohortes 1 à 4 et 7 à 10.

Répercussions à long terme

La présente étude ne s'arrête pas aux résultats que l'on vient de présenter. D'autres analyses ont été menées sur des cohortes plus récentes de l'ECPIE, en l'occurrence les cohortes 21 à 28, qui correspondent à la période allant du troisième trimestre de 2000 au second trimestre de 2002. On a refait tous les tableaux en y intégrant les données relatives à ces huit cohortes supplémentaires.

Les résultats ressemblent d'assez près à ce que l'on avait déjà obtenu. Les collectivités rurales obtiennent toujours à peu près les mêmes résultats que les collectivités non rurales, et les premières ne semblent pas avoir été beaucoup plus touchées par la réforme de l'a.-e. que les secondes.

6.6 Conclusions

Dans l'ensemble, la réforme de l'a.-e. ne semble pas avoir eu de répercussions fondamentalement différentes sur les travailleurs des régions rurales par rapport aux autres travailleurs. On s'attendait à ce que les collectivités des régions rurales subissent les répercussions de la réforme de l'assurance-emploi, parce qu'on y trouve une plus forte concentration de travailleurs saisonniers. Toutefois, cette concentration ne s'élève qu'à 26 % seulement, ce qui n'est pas suffisant pour que l'apparente amélioration de la situation des travailleurs saisonniers se traduise par une amélioration de la situation des collectivités rurales.

Annexe – Résultats économétriques supplémentaires

Tableau A1				
Analyse de régression : admissibilité des travailleurs des régions rurales aux prestations d'a.-e.				
	Admissibilité réelle liée à la variable		Admissibilité réelle : valeur maximale (45 semaines)	
	Écart (%)	Valeur P	Écart (%)	Valeur P
Réforme	-0,2	0,29	0,4	0,04
Caractéristiques démographiques				
Hommes	0,5	0,03	0,5	0,03
Femmes	–	–	–	–
Jeunes (15 à 24 ans)	0,5	0,26	0,6	0,20
Dans la force de l'âge (25 à 54 ans)	1,0	0,01	0,9	0,01
Âgés (55 ans et plus)	–	–	–	–

Tableau A1 (suite)
Analyse de régression : admissibilité des travailleurs des régions rurales
aux prestations d'a.e.

	Admissibilité réelle liée à la variable		Admissibilité réelle : valeur maximale (45 semaines)	
	Écart (%)	Valeur P	Écart (%)	Valeur P
Type de famille				
Célibataire, avec des enfants	-0,3	0,46	-0,1	0,78
Célibataire sans enfants	-1,4	0,00	-1,2	0,00
Personne mariée, avec des enfants	-0,6	0,03	-0,6	0,02
Personne mariée sans enfants	–	–	–	–
Scolarité				
Études secondaires non terminées	–	–	–	–
Études secondaires	0,1	0,63	0,2	0,52
Études postsecondaires	0,2	0,34	0,2	0,35
Autres	1,5	0,06	0,9	0,23
Région				
Atlantique	-2,5	0,00	-2,5	0,00
Québec	-0,2	0,59	-0,3	0,31
Ontario	–	–	–	–
Prairies	-2,2	0,00	-2,2	0,00
Colombie-Britannique	0,0	1,00	-0,1	0,75
Taux de chômage	0,6	0,00	0,6	0,00
Secteur d'activité				
Primaire	-3,0	0,00	-2,8	0,00
Fabrication	0,8	0,14	0,6	0,20
Construction	-1,6	0,00	-1,5	0,00
Services	0,7	0,16	0,7	0,15
Gouvernement	–	–	–	–

Remarque : Les données ne concernent que les travailleurs des régions rurales qui ont reçu des prestations d'assurance-emploi.

Source : ECPIE, cohortes 1 à 4 et 7 à 10.

Tableau A2
Admissibilité aux prestations pendant plus de 45 semaines

	Avant la réforme de l'a-e. (T3 1995 – T2 1996)	Après la réforme de l'a-e. (T1 1997 – T4 1997)
Milieu rural	16,1	0,0
Milieu non rural	12,3	0,0

Remarque : Les données ne concernent que les travailleurs qui ont reçu des prestations d'assurance-emploi.

Source : ECPIE, cohortes 1 à 4 et 7 à 10.

Tableau A3	
Taux de chômage des personnes qui ont cessé de travailler	
Milieu rural	12,2
Milieu non rural	9,7
Remarque : Pas de comparaison directe avec l'EPA.	
Source : ECPIE, cohortes 1 à 4 et 7 à 10.	

7. Le taux d'épuisement des prestations d'assurance-chômage ou d'assurance-emploi et le recours à l'aide sociale ont-ils changé depuis la réforme de l'assurance-emploi?

7.1 Sommaire

Les changements apportés dans le cadre de la réforme de l'assurance-emploi, notamment ceux touchant l'admissibilité et la durée de la période de prestations, soulèvent certaines questions, à savoir si les prestataires d'a.-e. épuisent ou non leurs prestations puis se tournent vers l'aide sociale. Pour y répondre, le présent rapport de contrôle se penche sur l'épuisement des prestations d'a.-e. et le recours subséquent à l'aide sociale. L'analyse a porté sur quatre périodes, soit les deux années les plus récentes pour lesquelles les données de l'ECPIE étaient disponibles, juste avant et juste après la réforme de l'assurance-emploi.

Données et méthode

L'Enquête canadienne par panel sur l'interruption d'emploi (ECPIE), utilisée parallèlement aux fichiers administratifs de l'a.-e., a fourni des renseignements importants sur le versement des prestations d'a.-e. et d'aide sociale ainsi que d'autres renseignements personnels, financiers et liés à l'emploi.

Principales constatations

- On a observé une légère tendance à la baisse du taux d'épuisement des prestations (TEP) au cours de la période étudiée. Le TEP était moins élevé dans l'année qui a suivi la réforme de l'assurance-emploi (T1 1997-T4 1997) qu'au cours de l'année précédant la réforme (T3 de 1995 au T2 de 1996), et est demeuré légèrement plus bas au cours des deux années les plus récentes.
- Le TEP était plus élevé chez :
 - les travailleurs âgés;
 - les travailleurs saisonniers ayant occupé un emploi moins de six mois.
- Le taux de participation à l'aide sociale a aussi connu une tendance à la baisse. Il est demeuré assez stable dans l'année qui a suivi la réforme de l'assurance-emploi, mais a connu une baisse considérable avant l'année de suivi.

- Les prestataires d'a.-e. qui ont épuisé leurs prestations étaient plus susceptibles d'avoir recours à l'aide sociale. Par ailleurs, le taux de participation à l'aide sociale n'a jamais dépassé les 15 %, même 20 mois après la perte de l'emploi, ce qui est probablement attribuable à l'existence de diverses formes de richesse au sein des ménages. Toutefois, les personnes qui ont touché de l'a.-e. mais qui n'ont pas épuisé leurs prestations étaient moins susceptibles d'avoir recours à l'aide sociale que les non-prestataires d'a.-e.
- Le recours à l'aide sociale était plus élevé chez :
 - les travailleurs sans éducation postsecondaire;
 - les chefs de famille monoparentale.
- Comme le taux d'épuisement des prestations et le recours à l'aide sociale ont tous les deux diminué depuis la réforme de l'assurance-emploi de 1996, rien n'indique que les réformes ont *fait grimper* le recours à l'aide sociale en raison des modifications apportées à la durée de l'admissibilité aux prestations d'a.-e. La baisse constante du recours à l'assurance sociale peut être associée au programme de la Prestation nationale pour enfants.

7.2 Introduction

Les changements apportés au régime d'assurance-emploi (a.-e.) aux termes du projet de loi C-12, qui seront désignés ci-après comme la réforme de l'a.-e., ont porté sur l'admissibilité et la durée de la période de prestations. Bien qu'ils diffèrent de par leur nature, le régime d'a.-e. et le régime d'aide sociale constituent la pierre angulaire du filet de sécurité sociale au Canada. Hormis la possibilité d'influer sur le comportement des personnes qui connaissent une période de chômage, les changements apportés aux deux régimes ont également une incidence sur les dépenses fédérales et provinciales. Une inquiétude prédominante concerne le transfert des cas de l'a.-e. à l'aide sociale en raison de la réforme de l'a.-e. Celle-ci est susceptible d'accélérer l'épuisement des prestations d'a.-e., ce qui pourrait avoir une incidence sur le niveau de participation à l'aide sociale.

On se penche en premier lieu sur la question de l'épuisement des prestations en présentant un sommaire des caractéristiques des différentes personnes touchées. La deuxième partie de ce rapport porte sur les changements du taux de participation à l'aide sociale.

Ainsi, le présent rapport de contrôle examine les aspects suivants :

- le taux d'épuisement des prestations d'a.-e. avant et après la réforme de l'assurance-emploi;
- le recours à l'aide sociale, avant et après la réforme de l'a.-e., chez les prestataires d'assurance-chômage ou d'assurance-emploi, qu'ils aient ou non épuisé leurs prestations, et les personnes qui n'ont pas présenté de demande de prestations d'a.-c. ou d'a.-e.

Les données sur les personnes qui n'étaient pas prestataires d'assurance-chômage ou d'assurance-emploi ont aussi été intégrées car elles pouvaient servir de point de comparaison avec les prestataires d'a.-e.; ces comparaisons entre les périodes antérieure et postérieure à la réforme ont permis d'en évaluer les répercussions. Les données des deux années les plus récentes ont également fait l'objet d'un examen pour vérifier si les tendances antérieures se sont maintenues.

7.3 Données et méthode

Le présent rapport de contrôle repose sur l'Enquête canadienne par panel sur l'interruption d'emploi (ECPIE). Cette enquête permet de recueillir une foule de renseignements personnels et liés à l'emploi auprès de personnes ayant connu une cessation d'emploi, laquelle est consignée dans le fichier administratif des relevés d'emploi (RE) de DRHC. L'ECPIE comprend des renseignements pertinents sur le versement des prestations d'a.-e. et d'aide sociale, et d'autres renseignements personnels sur le ménage et la situation financière des particuliers.

Chaque participant à l'enquête a été interrogé deux fois après sa cessation d'emploi, raison pour laquelle il était visé par l'enquête. La première entrevue (vague 1) a eu lieu environ un an après la cessation d'emploi, et la seconde entrevue (vague 2) a été réalisée environ neuf mois après la première. Depuis juillet 1996, l'ECPIE a recueilli des renseignements auprès de 20 cohortes au total :

- les cohortes 1 à 4 ont connu une cessation d'emploi pendant l'un des quatre trimestres qui ont précédé la mise en œuvre de la réforme de l'a.-e. (c.-à-d. du T3 de 1995 au T2 de 1996);
- les cohortes 5 et 6 ont connu une cessation d'emploi durant la mise en œuvre de la réforme de l'a.-e. (c.-à-d. T3 de 1996 au T4 de 1996);
- les cohortes 7 à 10 ont connu une cessation d'emploi pendant l'un des quatre trimestres qui ont suivi la réforme de l'a.-e. (c.-à-d. du T1 au T4 de 1997);
- la cohorte 13 a connu une cessation d'emploi au cours du troisième trimestre de 1998, deux ans après la mise en œuvre de la réforme de l'a.-e.;
- la cohorte 17 a connu une cessation d'emploi au cours du troisième trimestre de 1999, trois ans après l'entrée en vigueur de la réforme de l'a.-e.;
- les cohortes 21 à 24 ont connu une cessation d'emploi au cours d'une période d'un an (dorénavant appelée « première année de suivi »), quatre ans après la réforme de l'a.-e. (du T3 de 2000 au T2 de 2001);
- les cohortes 25 à 28 ont connu une cessation d'emploi au cours d'une période d'un an (dorénavant appelée « deuxième année de suivi »), cinq ans après l'entrée en vigueur de la réforme de l'a.-e. (du T3 de 2001 au T2 de 2002).

Pour les besoins de la présente étude, la période qui a précédé la réforme de l'assurance-emploi (du troisième trimestre de 1995 au deuxième trimestre de 1996) a été comparée à la période postérieure à la réforme (du premier au quatrième trimestre de 1997) et aux deux années de suivi, ce qui a permis de déterminer les changements associés à la réforme de l'a.-e. En se fondant sur les quatre trimestres qui ont précédé la réforme et sur les trois groupes de quatre trimestres qui l'ont suivie, il était possible de tenir compte des changements associés uniquement à la saisonnalité. Aucune analyse n'a été effectuée au cours de la première étape de la réforme de l'a.-e. (troisième et quatrième trimestres de 1996), puisque la mise en œuvre de la réforme s'est faite graduellement et qu'il aurait été difficile d'analyser cette période.

La première partie du présent document porte sur l'épuisement des prestations d'assurance-chômage ou d'assurance-emploi et présente le sommaire du taux d'épuisement des prestations (TEP) avant et après la réforme de l'a.-e. pour certains groupes démographiques, industriels et professionnels particuliers.

La deuxième partie de l'analyse porte sur le taux de participation à l'aide sociale. On y présente une comparaison du recours à l'aide sociale chez les prestataires ayant épuisé ou non leurs prestations et chez les non-prestataires. Cette comparaison a été établie à l'aide de données recueillies au cours de la première et de la deuxième vague d'entrevue. Cette dernière se rapporte à la deuxième entrevue menée dans le cadre de l'ECPIE, qui a fourni des indications supplémentaires sur les activités des personnes qui ont connu une période de chômage prolongée.

7.4 Épuisement des prestations au moment de la première entrevue

L'épuisement des prestations signifie que les personnes qui ont présenté une demande de prestations d'a.-e. ont épuisé toutes les semaines de prestations auxquelles elles avaient droit. Le nombre de semaines payables varie selon le nombre de semaines (ou d'heures) d'emploi assurable accumulées par les particuliers et le taux de chômage dans la région. Pour mesurer le taux d'épuisement, on calcule la proportion de particuliers qui ont touché des prestations d'a.-e. et dont la période de prestations a cessé dans l'année qui a suivi la date de la perte d'emploi indiquée sur leur RE. Il s'agit de prestataires dont les semaines d'admissibilité ont été entièrement épuisées et non de ceux dont la période de prestations a cessé pour d'autres raisons.

7.4.1 Taux d'épuisement des prestations avant et après la réforme de l'assurance-emploi : résultats descriptifs

Tableau 1 Taux d'épuisement des prestations chez les personnes qui ont quitté leur emploi et touché des prestations d'assurance-chômage ou d'assurance-emploi		
Cohorte	Date de cessation d'emploi	Taux d'épuisement (%)
1	Juil. – sept. 1995	31,3
2	Oct. – déc. 1995	29,1
3	Jan. – mars 1996	21,8
4	Avr. – juin 1996	21,8
5	Juil. – sept. 1996	29,8
6	Oct. – déc. 1996	22,8
7	Janv. – mars. 1997	20,8
8	Avr. – juin 1997	17,8
9	Juil. – sept. 1997	29,9
10	Oct. – déc. 1997	24,4
13	Juil. – sept. 1998	24,7
17	Juil. – sept. 1999	27,1
21	Juil. – sept. 2000	22,1
22	Oct. – déc. 2000	21,3
23	Janv. – mars 2001	26,2
24	Avr. – juin 2001	22,2
25	Juil. – sept. 2001	32,5
26	Oct. – déc. 2001	23,6
27	Janv. – mars 2002	25,2
28	Avr. – juin 2002	22,5
Période antérieure à la réforme de l'a.-e. (T3 de 1995 au T2 de 1996)		26,3
Période postérieure à la réforme de l'a.-e. (T1 de 1997 au T4 de 1997)		23,4
Première année de suivi (T3 de 2000 au T2 de 2001)		22,8
Deuxième année de suivi (T3 de 2001 au T2 de 2002)		25,7
Source : ECPIE — travailleurs qui ont quitté leur emploi.		

Le tableau 1 présente le taux d'épuisement des prestations (TEP) pour chaque trimestre au cours duquel les entrevues de l'ECPIE ont été menées. Le taux d'épuisement des prestations affiche une légère tendance à la baisse. Au cours de l'année qui a suivi la réforme de l'assurance-emploi, le TEP était environ 3 % moins élevé qu'au cours de la période qui l'a précédée. Le TEP a continué à diminuer au cours de la première année de suivi, puis a connu une hausse au cours de la deuxième année de suivi, mais il est demeuré légèrement inférieur à ce qu'il était avant la réforme de l'a.-e. Cette diminution du pourcentage de prestataires d'a.-e. qui ont épuisé toutes leurs prestations est probablement attribuable, du moins en partie, à l'amélioration de la situation économique au Canada au cours de la période étudiée.

Tableau 2
Taux d'épuisement des prestations chez les personnes qui ont quitté leur emploi
et touché des prestations d'assurance-chômage ou d'assurance-emploi (en pourcentage)

Caractéristiques	Avant la réforme de l'a.-e. (T3 1995 – T2 1996)¹	Après la réforme de l'a.-e. (T1 1997 – T4 1997)¹	Première année de suivi (T3 2000 – T2 2001)¹	Deuxième année de suivi (T3 2001 – T2 2002)¹
Total	26,3	23,4	22,8	25,7
Sexe				
Femmes	27,1	22,9	26,7	30,7
Hommes	25,6	24,0	19,5	21,3
Âge				
Jeunes (15 à 24 ans)	27,2	20,6	18,1	22,6
Dans la force de l'âge (25 à 54 ans)	24,7	22,0	23,0	25,3
Âgés (55 ans et plus)	39,7	38,3	27,8	29,7
Type d'emploi				
Permanent	20,9	20,8	19,8	23,7
Temporaire	35,1	26,0	27,5	30,3
Saisonnier (durée d'emploi de 1 à 5 mois)	66,8	50,8	46,1	64,0
Saisonnier (durée d'emploi de plus de 6 mois)	34,9	28,1	24,6	25,2
Contractuel	22,7	18,7	28,3	27,9
Agence de placement	24,3	60,4	73,4	16,6
Autres	17,9	18,2	12,8	24,1
Région				
Atlantique	37,3	31,0	29,2	28,5
Québec	25,1	27,1	21,5	22,1
Ontario	23,6	18,5	21,0	27,1
Prairies	26,9	19,8	22,6	24,2
Colombie-Britannique	23,9	21,1	24,0	30,5
Raison de la perte d'emploi				
Départ volontaire	28,5	24,4	28,8	14,5
Congédiement	34,2	26,8	24,9	31,8
Mise à pied permanente	39,6	38,6	35,5	38,0
Mise à pied temporaire	25,3	21,2	17,6	18,2
Congé de maladie	13,1	10,0	7,4	4,2
Congé de maternité	3,7	6,8	34,5	50,6
Autres	22,7	28,2	18,9	28,8
Type de ménage				
Célibataire sans enfants	28,8	28,1	21,5	23,9
Célibataire, avec des enfants	27,2	24,3	30,7	36,6
Personne mariée sans enfants	28,3	23,0	20,4	21,9
Personne mariée, avec des enfants	22,5	20,0	24,0	27,6
Handicap	32,3	25,8	21,7	22,8
Nombre d'observations	7 498	7 265	5 421	4 827
Remarque : 1. Se rapporte à la date de la perte d'emploi initiale.				
Source : ECPIE – travailleurs qui ont quitté leur emploi.				

Le tableau 2 porte sur le taux d'épuisement des prestations selon diverses caractéristiques. Les résultats indiquent que le TEP était plus élevé :

- chez les travailleurs âgés;
- chez les travailleurs saisonniers;
- dans les provinces atlantiques;
- chez les travailleurs qui avaient perdu leur emploi en raison d'une mise à pied permanente.

Le tableau 2 confirme également les résultats du tableau 1 : le taux d'épuisement des prestations était plus bas au cours des années qui ont suivi la réforme de l'assurance-emploi. Cela est également vrai pour la plupart des caractéristiques spécifiques⁴⁰.

Le tableau 3 présente le taux d'épuisement selon la durée de l'emploi précédent. Comme on pouvait s'y attendre, plus la durée de l'emploi était longue, moins un travailleur était susceptible d'épuiser ses prestations d'a.-e. Cela est en partie dû au fait que, en vertu du régime d'assurance-chômage ou d'assurance-emploi, les semaines de prestations admissibles d'un prestataire sont liées à la période de temps pendant laquelle il occupe son emploi. Toutefois, cette situation peut également être attribuable au fait que les travailleurs dont l'emploi dure plus longtemps ont en général des liens plus forts avec le marché du travail ou possèdent des compétences en demande, ce qui explique que leur période de chômage est plus courte.

Tableau 3				
Épuisement des prestations d'a.-e. selon la durée de l'emploi				
Durée d'emploi	Avant la réforme de l'a.-e. (T3 1995 – T2 1996)¹	Après la réforme de l'a.-e. (T1 1997 – T4 1997)¹	Première année de suivi (T3 2000 – T2 2001)¹	Deuxième année de suivi (T3 2001 – T2 2002)¹
Moins de trois mois	45,3	49,0	39,7	39,7
De trois à six mois	53,6	43,6	39,0	43,4
Plus de six mois	24,0	21,6	21,3	24,2
Remarque : 1. Se rapporte à la date de la perte d'emploi initiale.				
Source : ECPIE – travailleurs qui ont quitté leur emploi.				

⁴⁰ L'accroissement du taux d'épuisement des prestations chez les femmes en congé de maternité est attribuable à un changement de code découlant de la mise en œuvre du projet de loi C-32, en janvier 2001, qui a fait passer l'admissibilité aux prestations de 30 à 50 semaines.

7.4.2 Taux d'épuisement des prestations : résultats de la régression

Afin d'examiner plus en détail les causes de l'épuisement des prestations d'a.-e., le tableau A1 de l'annexe présente les résultats de la régression quant à la probabilité d'épuiser les prestations d'a.-e.⁴¹, tout en tenant compte des caractéristiques démographiques et des caractéristiques liées à l'emploi. Les résultats du tableau A1 montrent que, en tenant compte des autres variables mentionnées :

- les femmes étaient plus susceptibles que les hommes d'épuiser leurs prestations;
- les travailleurs âgés étaient plus susceptibles d'épuiser leurs prestations que les jeunes ou les travailleurs dans la force de l'âge;
- les travailleurs saisonniers qui ont occupé un emploi de moins de six mois étaient plus susceptibles d'épuiser leurs prestations;
- les travailleurs de l'Atlantique et du Québec étaient plus susceptibles d'épuiser leurs prestations que les travailleurs ontariens;
- les minorités visibles étaient plus susceptibles d'épuiser leurs prestations;
- les travailleurs à temps partiel étaient moins susceptibles d'épuiser leurs prestations;
- les prestataires étaient plus susceptibles d'épuiser leurs prestations si le taux de chômage augmentait;
- une personne qui avait droit à des prestations pendant une longue période était moins susceptible de les épuiser.

De plus, conformément à ce que montrent les tableaux 1 et 2, les travailleurs étaient moins susceptibles d'épuiser leurs prestations après la réforme de l'a.-e. de 1996. Cela est probablement attribuable à l'amélioration de la situation économique au cours de cette période.

7.5 Aide sociale

La réforme de l'a.-e. de 1996 a entraîné des changements au chapitre de la durée de la période de prestations d'a.-e., ce qui pourrait avoir une incidence sur le taux de participation à l'aide sociale. Toutefois, peu d'études ont été effectuées sur l'interaction entre les régimes d'assurance-emploi ou d'assurance-chômage et l'aide sociale. Cette interaction est pertinente pour un vaste ensemble de questions, portant notamment sur l'adaptation des personnes qui ont connu une cessation d'emploi et les relations fédérales-provinciales.

⁴¹ Le tableau A1 présente les résultats découlant d'une technique de régression des probits, où la variable dépendante est égale à 1 si la personne a épuisé ses prestations d'assurance-emploi, et égale à zéro dans les autres cas.

C'est pourquoi, afin d'examiner plus en détail l'incidence du versement des prestations d'aide sociale, le présent rapport analyse les changements du taux de participation à l'aide sociale relativement a) aux prestataires d'a.-c. ou d'a.-e.; b) aux prestataires d'a.-c. ou d'a.-e. qui ont épuisé leurs prestations, et c) aux personnes qui n'ont pas touché de prestations d'assurance-chômage ou d'assurance-emploi.

Aux fins de la présente étude, la définition du versement des prestations d'aide sociale est fondée sur les réponses des participants à l'ECPIE. Les répondants devaient indiquer si des membres de leur ménage, y compris eux-mêmes, avaient touché des prestations d'aide sociale à un moment ou à un autre depuis la date de leur cessation d'emploi jusqu'à l'entrevue (environ 12 mois s'étaient écoulés avant la première vague d'entrevues, et 21 mois, avant la deuxième vague).

Il faut noter que les chiffres associés au taux de participation à l'aide sociale que fournit le présent rapport peuvent différer de ceux d'autres études semblables menées sur l'aide sociale. L'échantillon de l'ECPIE, tiré d'un ensemble de RE, comprend seulement les personnes qui ont connu une récente activité sur le marché du travail. Les personnes qui ont été inactives pendant une période prolongée ont été nécessairement exclues, de sorte que les taux de participation à l'aide sociale mentionnés dans la présente étude peuvent être inférieurs à ceux qu'on trouve dans d'autres études portant sur la population en général. De plus, les répondants qui ont invoqué un congé de maternité, un retour aux études ou une retraite comme raison de leur cessation d'emploi ont aussi été exclus de l'échantillon examiné.

7.5.1 Comparaison de la situation avant et après la réforme de l'assurance-emploi : résultats initiaux

ECPIE – Vague 1

Le tableau 4 présente le taux de participation à l'aide sociale dans chaque cohorte de l'ECPIE pour les prestataires qui ont épuisé leurs prestations et ceux qui ne les ont pas épuisées, ainsi que pour les non-prestataires. Ces taux se fondent sur la première entrevue de l'ECPIE (vague 1), qui a été menée environ 12 mois après la cessation d'emploi. Les répondants devaient indiquer si eux-mêmes, ou un membre de leur ménage, avaient reçu des prestations d'aide sociale *depuis la date de la perte d'emploi*.

Tableau 4
Recours à l'aide sociale selon les renseignements recueillis
au cours de la première entrevue
(en pourcentage)

Cohorte	Date de la perte d'emploi	Prestataires d'a.-e.			Non-prestataires d'a.-e.	Total
		Prestataires qui n'ont pas épuisé leurs prestations	Prestataires qui ont épuisé leurs prestations	Ensemble des prestataires		
1	Juil. – sept. 1995	2,9	9,1	5,1	9,8	8,1
2	Oct. – déc. 1995	5,4	10,7	7,0	8,3	7,7
3	Janv. – mars 1996	4,4	14,1	6,6	6,8	6,7
4	Avril – juin 1996	5,6	6,8	5,9	9,0	7,8
5	Juil. – sept. 1996	4,3	10,0	6,2	8,7	7,9
6	Oct. – déc. 1996	2,1	8,0	3,5	5,5	4,5
7	Janv. – mars 1997	4,9	9,5	6,0	8,9	7,8
8	Avril – juin 1997	2,3	7,5	3,3	6,6	5,4
9	Juil. – sept. 1997	5,0	6,2	5,4	8,0	7,2
10	Oct. – déc. 1997	3,0	8,4	4,3	7,5	6,2
13	Juil. – sept. 1998	2,6	5,0	3,2	6,7	5,6
17	Juil. – sept. 1999	4,6	4,5	4,6	5,6	5,3
21	Juil. – sept. 2000	1,4	4,8	2,2	3,7	3,3
22	Oct. – déc. 2000	1,9	3,4	2,2	4,5	3,7
23	Janv. – mars 2001	1,9	7,7	3,2	4,6	4,1
24	Avril – juin 2001	1,3	6,8	2,3	4,7	4,0
25	Juil. – sept. 2001	6,8	6,3	6,6	4,8	5,3
26	Oct. – déc. 2001	1,6	4,7	2,3	6,0	4,6
27	Janv. – mars 2002	2,0	4,4	2,5	3,9	3,5
28	Avril – juin 2002	4,6	4,6	4,6	3,1	3,5
Avant la réforme de l'a.-e. (T3 de 1995 au T2 de 1996)		4,8	10,0	6,2	8,6	7,6
Après la réforme de l'a.-e. (T1 de 1997 au T4 de 1997)		3,6	7,8	4,7	7,7	6,5
Première année de suivi (T3 de 2000 au T2 de 2001)		1,7	5,4	2,5	4,3	3,8
Deuxième année de suivi (T3 de 2001 au T2 de 2002)		3,4	5,1	3,8	4,4	4,3
Exclusion des personnes dont la cessation d'emploi est attribuable à un congé de maternité, à la retraite ou à un retour aux études.						
Source : ECPIE – travailleurs qui ont quitté leur emploi.						

Il n'y a rien d'étonnant au fait que les personnes qui ont épuisé leurs prestations d'a.-e. étaient beaucoup plus susceptibles d'avoir recours à l'aide sociale que celles qui ne les ont pas épuisées. Les personnes qui ont épuisé leurs prestations étaient également un peu plus susceptibles d'avoir recours à l'aide sociale que les personnes qui n'ont jamais fait de demande d'a.-e.⁴²

⁴² Il est important de rappeler que les non-prestataires d'a.-e. se composent des personnes qui n'étaient pas admissibles à l'a.-e. et de celles qui n'en ont pas eu besoin (p. ex., les personnes qui ont trouvé du travail rapidement). C'est pourquoi l'interprétation de la participation à l'aide sociale chez ce groupe est complexe.

Chez les trois groupes, on observe une tendance générale à la baisse du taux de participation à l'aide sociale sur une certaine période. Par exemple, le taux de participation à l'aide sociale chez les personnes qui ont épuisé leurs prestations d'a.-e. était de 10 % au cours de l'année qui a précédé la réforme de l'a.-e. de 1996, de 7,8 % au cours de l'année qui a suivi la réforme, puis de 5,4 % et de 5,1 % au cours des deux années de suivi. On observe une tendance similaire chez les personnes qui n'ont pas épuisé leurs prestations et chez les non-prestataires d'assurance-emploi.

ECPIE – Vague 2

Le tableau 5 présente le taux de participation à l'aide sociale relevé au cours de la deuxième entrevue de l'ECPIE (vague 2). Là encore, on observe les mêmes tendances. En règle générale, les taux de participation à l'aide sociale ont connu une légère baisse depuis la réforme de l'a.-e., et les personnes qui ont épuisé leurs prestations étaient toujours les plus susceptibles d'avoir recours à l'aide sociale.

Tableau 5						
Taux de participation à l'aide sociale au cours des 22 mois qui ont suivi la cessation d'emploi (en pourcentage)						
Cohorte	Date de la perte d'emploi	Prestataires d'a.-e.			Non-prestataires d'a.-e.	Total
		Prestataires qui n'ont pas épuisé leurs prestations	Prestataires qui ont épuisé leurs prestations	Ensemble des prestataires		
1	Juil. – sept. 1995	5,1	14,5	8,4	12,0	10,6
2	Oct. – déc. 1995	7,3	14,6	9,6	7,8	8,7
3	Janv. – mars 1996	7,9	18,6	10,1	9,5	9,8
4	Avril – juin 1996	6,4	12,6	7,9	9,9	9,1
5	Juil. – sept. 1996	7,1	15,3	9,9	10,7	10,4
6	Oct. – déc. 1996	1,9	11,9	4,3	6,6	5,4
7	Janv. – mars 1997	4,7	15,1	7,2	11,3	9,8
8	Avril – juin 1997	7,6	20,1	10,1	8,7	9,2
9	Juil. – sept. 1997	6,1	15,7	9,2	10,0	9,8
10	Oct. – déc. 1997	5,2	10,4	6,5	9,1	8,0
13	Juil. – sept. 1998	4,4	13,2	6,8	8,3	7,8
17	Juil. – sept. 1999	5,5	8,9	6,6	7,1	7,0
Avant la réforme de l'a.-e. (T3 de 1995 au T2 de 1996)		6,8	14,7	9,0	9,8	9,5
Après la réforme de l'a.-e. (T1 de 1997 au T4 de 1997)		5,4	13,4	7,5	10,0	9,1
Remarques : Utilise la pondération de la vague 2 de l'ECPIE. Exclusion des personnes qui ont quitté leur emploi en raison d'un congé de maternité, de la retraite ou d'un retour aux études.						
Source : ECPIE – travailleurs qui ont quitté leur emploi.						

Il n'est pas étonnant que le taux de participation à l'aide sociale ait connu une légère hausse depuis la première entrevue de l'ECPIE. À ce moment, près de 21 mois s'étaient écoulés depuis la cessation d'emploi⁴³. Pourtant, il n'a jamais dépassé les 15 %, quelle que soit la période de 12 mois.

7.5.2 Versement de prestations d'aide sociale selon certaines caractéristiques

Le tableau A2 de l'annexe indique le niveau de versement des prestations d'aide sociale selon les caractéristiques démographiques et professionnelles des personnes qui avaient épuisé ou non leurs prestations d'a.-e. et des non-prestataires d'a.-e. Tout d'abord, comme l'indique le tableau 5, les prestataires d'a.-e. qui ont épuisé leurs prestations étaient les plus susceptibles d'avoir recours à l'aide sociale. En outre, dans la plupart des cas, la participation à l'aide sociale a connu une baisse depuis la réforme de l'a.-e. de 1996, bien que l'on ait observé une légère hausse chez les non-prestataires d'a.-e. De plus, on peut voir que la participation à l'aide sociale était supérieure chez :

- les hommes;
- les parents seuls;
- les résidents de la Colombie-Britannique;
- les travailleurs saisonniers dont la durée d'emploi était inférieure à six mois.

Cette observation est particulièrement vraie dans le cas des parents seuls, qui étaient beaucoup plus susceptibles d'avoir recours à l'aide sociale. Qu'il s'agisse de prestataires d'a.-e., ayant épuisé ou non leurs prestations ou de non-prestataires d'a.-e., les parents seuls étaient beaucoup plus susceptibles d'avoir recours à l'aide sociale que tout autre type de famille.

7.5.3 Situation financière des personnes qui ont épuisé leurs prestations

Afin de comprendre la décision des prestataires ayant épuisé leurs prestations d'avoir recours à l'aide sociale, il est utile de comparer la situation financière des personnes qui ont eu recours à l'aide sociale avec celle des personnes qui n'y ont pas eu recours. Cela permet de comprendre pourquoi le taux de participation à l'aide sociale était plus bas que ce à quoi on aurait pu s'attendre 21 mois après la perte d'emploi.

⁴³ La variable utilisée pour créer le tableau 6 définit la participation à l'aide sociale comme le fait d'avoir répondu par l'affirmative à la question sur l'aide sociale, *soit* à l'entrevue 1 *soit* à l'entrevue 2. Ainsi, par définition, le taux de participation après l'entrevue 2 doit être *au moins* aussi élevé qu'après l'entrevue 1.

Le tableau 6 montre que les personnes qui ont épuisé leurs prestations et qui n'ont pas touché d'aide sociale étaient en meilleure situation financière que celles qui en ont touché. Les personnes qui ont épuisé leurs prestations et qui n'ont pas touché d'aide sociale étaient beaucoup plus susceptibles de déclarer qu'ils disposaient d'autres liquidités (41,1 % comparativement à 13,5 %). Elles étaient aussi plus susceptibles d'être propriétaires de leur maison⁴⁴ (36,9 % par rapport à 12,9 %). De plus, les personnes qui ont épuisé leurs prestations et qui n'ont pas touché d'aide sociale étaient beaucoup plus susceptibles d'avoir un conjoint actif (42,5 % par rapport à 8,4 %). Cependant, tous étaient également susceptibles d'indiquer avoir réduit leurs dépenses mensuelles depuis la perte de leur emploi.

Tableau 6
Situation financière des prestataires qui ont épuisé leurs prestations
d'assurance-chômage ou d'assurance-emploi
(en pourcentage)

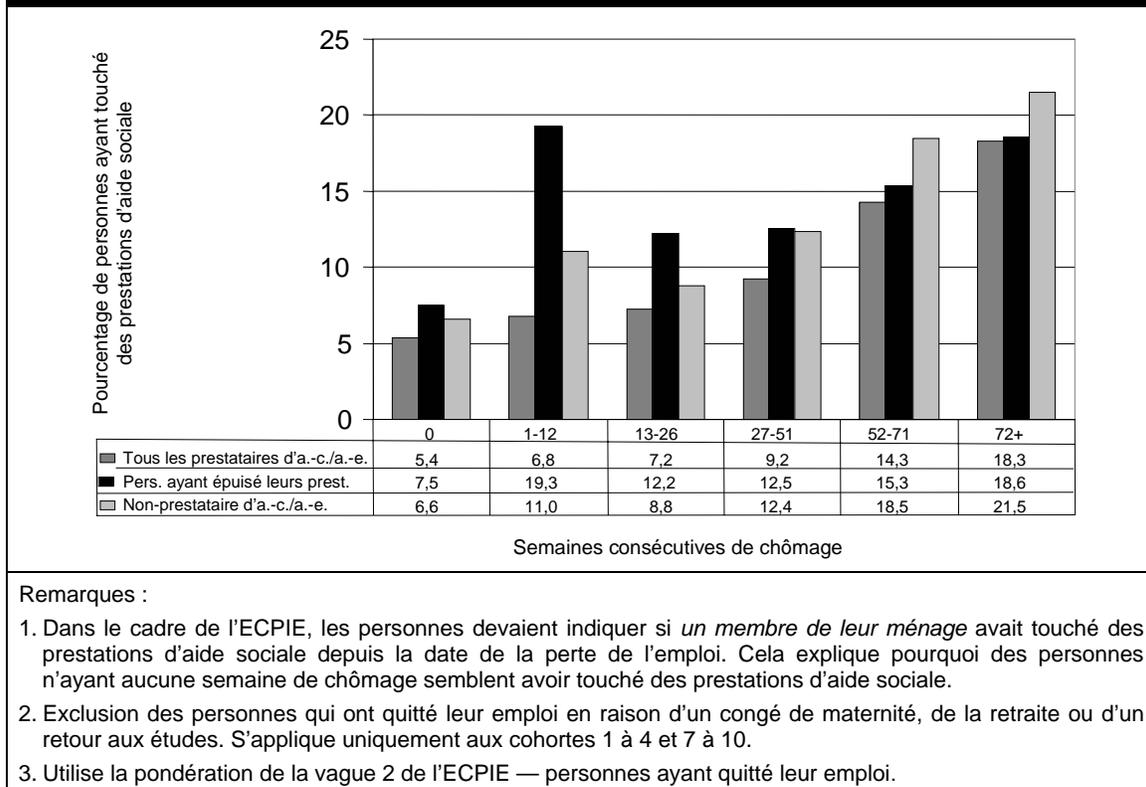
	Prestataires ayant épuisé leurs prestations qui n'ont pas eu recours à l'aide sociale ¹					Prestataires ayant épuisé leurs prestations qui ont eu recours à l'aide sociale ¹				
	Total	Avant la réforme de l'a.-e. (T3 1995 – T2 1996) ²	Après la réforme de l'a.-e. (T1 1997 – T4 1997) ²	1 ^{re} année de suivi (T3 2000 – T2 2001) ²	2 ^e année de suivi (T3 2000 – T2 2001) ²	Total	Avant la réforme de l'a.-e. (T3 1995 – T2 1996) ²	Après la réforme de l'a.-e. (T1 1997 – T4 1997) ²	1 ^{re} année de suivi (T3 2000 – T2 2001) ²	2 ^e année de suivi (T3 2000 – T2 2001) ¹
Ont des liquidités	41,1	41,3	42,2	36,8	43,3	13,5	13,6	14,6	6,3	17,8
Ont une hypothèque (indique un propriétaire)	36,9	36,3	36,7	41,0	34,5	12,9	15,6	11,7	10,1	10,1
Ont un conjoint actif	42,5	44,6	44,6	40,4	39,1	8,4	11,6	5,5	6,6	6,3
Ont réduit leur consommation depuis la perte d'emploi	20,4	16,9	22,9	18,6	23,8	23,8	19,0	23,1	22,3	39,5
Remarques : 1. Avaient recours à l'aide sociale au moment de la première entrevue de l'ECPIE. 2. Se rapporte à la date initiale de la perte d'emploi. Exclusion des personnes qui ont quitté leur emploi en raison d'un congé de maternité, de la retraite ou d'un retour aux études.										
Source : ECPIE – travailleurs qui ont quitté leur emploi.										

7.5.4 Versement de prestations d'aide sociale selon la durée du chômage

La figure 1 indique la mesure dans laquelle les personnes ont eu recours à l'aide sociale selon la durée de la période de chômage. On remarque une tendance générale à la hausse, qui indique que plus un travailleur est en chômage pendant une longue période, plus il est susceptible de toucher des prestations d'aide sociale. Cela est vrai pour les personnes qui ont épuisé leurs prestations d'a.-e., de même que pour tous les prestataires d'a.-e. et les non-prestataires.

⁴⁴ Situation mesurée par la présence d'une hypothèque.

Figure 1
Recours à l'aide sociale selon la durée du chômage – données recueillies au cours des entrevues 1 et 2



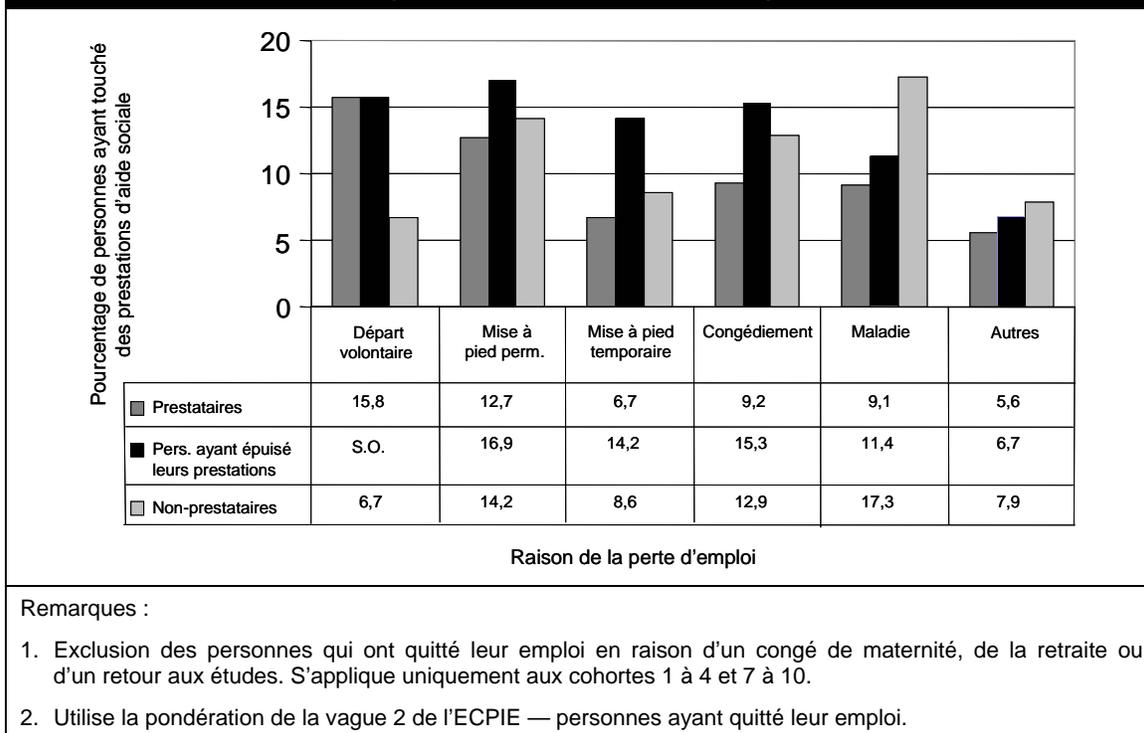
7.5.5 Versement de prestations d'aide sociale selon la raison de la perte d'emploi

Il est également utile d'examiner les raisons de la cessation d'emploi par rapport au recours à l'aide sociale. La figure 2 montre que :

- les personnes qui ont été mises à pied de façon permanente étaient beaucoup plus susceptibles d'avoir recours à l'aide sociale que les personnes visées par une mise à pied temporaire.

Cette constatation n'est évidemment pas étonnante, indiquant une fois de plus que l'aide sociale constitue un mécanisme d'adaptation à long terme.

Figure 2
Versement de prestations d'aide sociale selon la raison de la perte d'emploi
(données des entrevues 1 et 2)



7.5.6 Résultats de l'analyse de régression

Afin de mieux examiner les déterminants de la participation à l'aide sociale, tout en tenant compte des autres facteurs, on a effectué une analyse de régression. Le modèle devait servir à évaluer la probabilité qu'une personne reçoive des prestations d'aide sociale, en tenant compte des caractéristiques démographiques et professionnelles.

Les répercussions de la réforme de l'a.-e. ont également été évaluées en comparant la période qui a précédé la réforme à celle qui a l'a suivie. De plus, les deux années de suivi ont été incluses afin que l'on puisse vérifier si des changements récents s'étaient produits. Toutefois, il faut souligner que la deuxième vague d'entrevues de l'ECPIE n'était pas disponible pour les années les plus récentes. Pour cette raison, l'analyse de régression n'a porté que sur le recours à l'aide sociale au cours des dix mois qui ont suivi la perte d'emploi.

Les résultats de cette analyse sont présentés au tableau A3 de l'annexe. Le tableau A3 montre que :

- les personnes qui ont touché des prestations d'a.-e. étaient moins susceptibles d'avoir recours à l'aide sociale que les non-prestataires d'a.-e. En outre, plus une personne avait droit à un nombre élevé de semaines de prestations d'a.-e., moins elle était susceptible d'avoir recours à l'aide sociale;

- cependant, les personnes qui ont épuisé leurs prestations d'a.-e. étaient plus susceptibles de toucher des prestations d'aide sociale;
- les travailleurs ayant fait des études postsecondaires étaient moins susceptibles d'avoir recours à l'aide sociale que ceux ayant une éducation de niveau secondaire ou inférieur;
- les célibataires étaient plus susceptibles de toucher des prestations d'aide sociale que les personnes mariées. Cela est particulièrement vrai dans le cas des parents seuls;
- les résidents de la Colombie-Britannique étaient plus susceptibles d'avoir recours à l'aide sociale que les résidents de l'Ontario;
- les travailleurs saisonniers dont l'emploi a duré moins de cinq mois étaient plus susceptibles d'avoir recours à l'aide sociale que les travailleurs ayant occupé un emploi permanent;
- les membres des minorités visibles étaient plus susceptibles d'avoir recours à l'aide sociale;
- lorsque le taux de chômage augmentait, la probabilité qu'une personne ait recours à l'aide sociale augmentait également;
- la probabilité de toucher des prestations d'aide sociale est restée sensiblement la même au cours de l'année qui a suivi la réforme de l'a.-e., mais a connu une baisse au cours de la première année de suivi (T3 de 2000 au T2 de 2001). La Prestation nationale pour enfants (PNE) a peut-être contribué à cette baisse puisqu'elle a été mise en place en juillet 1998. Les premières données indiquent que la PNE a joué un rôle dans la réduction du recours à l'aide sociale.

7.6 Conclusions

La réforme de l'assurance-emploi de 1996 a modifié la durée de l'admissibilité d'un travailleur aux prestations d'a.-e. Le présent rapport visait à déterminer si les modifications de l'admissibilité avaient influé sur la probabilité qu'un prestataire épuise ses prestations et, par conséquent, si les taux de participation à l'aide sociale avaient changé en raison des fluctuations du taux d'épuisement des prestations (TEP).

Épuisement des prestations d'assurance-emploi

Le rapport a tout d'abord examiné la question de l'épuisement des prestations d'a.-e. On a remarqué une légère tendance à la baisse du taux d'épuisement des prestations (TEP) au cours de la période étudiée. En particulier, au cours de l'année qui a suivi la réforme de l'a.-e. (T1 de 1997 au T4 de 1997), le TEP était inférieur à celui de l'année qui l'a précédée (T3 de 1995 au T2 de 1996). Le TEP est demeuré légèrement plus bas au cours des dernières années pendant lesquelles on a recueilli des données. Même si cette diminution est vraisemblablement attribuable à l'amélioration de l'économie, rien ne prouve que le taux d'épuisement des prestations a augmenté à cause de la réforme de l'assurance-emploi.

Le rapport a également étudié le taux d'épuisement des prestations selon des caractéristiques démographiques et professionnelles. Par exemple, on a constaté que les travailleurs âgés, les travailleurs saisonniers dont l'emploi a duré moins de six mois et les travailleurs des régions de l'Atlantique étaient plus susceptibles d'épuiser leurs prestations d'a-e.

Aide sociale

Le rapport s'est ensuite penché sur la participation à l'aide sociale. On a constaté qu'elle n'a jamais dépassé les 15 %. Ce niveau peu élevé s'explique principalement par les actifs dont disposaient les ménages. On remarque une variation considérable du taux de participation selon les catégories. Les prestataires d'a.-e. qui ont épuisé leurs prestations étaient beaucoup plus susceptibles d'avoir recours à l'aide sociale que ceux qui ne les ont pas épuisées. Les personnes qui n'ont pas touché de prestations d'a.-e. étaient plus susceptibles d'avoir recours à l'aide sociale que les personnes qui en ont touché.

Pour ce qui est du taux d'épuisement des prestations, on remarque une tendance générale à la baisse au chapitre de la participation à l'aide sociale. Le taux de participation à l'aide sociale est demeuré sensiblement le même au cours de l'année qui a précédé la réforme de l'a.-e. par rapport à celle qui l'a suivie. Toutefois, la participation à l'aide sociale a été moins forte au cours des années les plus récentes de collecte de données. Cette situation est peut-être attribuable à la mise en place de la PNE en 1998.

Le taux de participation à l'aide sociale a aussi été étudié par rapport à certaines caractéristiques démographiques et professionnelles. On a constaté que la participation à l'aide sociale était plus élevée chez les travailleurs dans la force de l'âge, les travailleurs n'ayant pas fait d'études postsecondaires, les parents seuls et les résidents de la Colombie-Britannique. Les résultats ont aussi révélé que plus une personne est en chômage longtemps, et plus sa situation financière est difficile, plus elle sera susceptible d'avoir recours à l'aide sociale.

Annexe

Tableau A1				
Régression de la probabilité de l'épuisement des prestations chez les personnes qui ont quitté leur emploi et touché des prestations d'assurance-emploi				
	Écart (%)	Valeur P	Intervalle de confiance (90 %)	
Sexe				
Femmes	5.2	0.000	3.1	7.3
Hommes	-	-	-	-
Âge				
Jeunes (15 à 24 ans)	-12.2	0.000	-15.1	-9.3
Dans la force de l'âge (25 à 54 ans)	-10.0	0.000	-13.4	-6.7
Âgés (55 ans et plus)	-	-	-	-
Scolarité				
Études secondaires non terminées	1.2	0.384	-1.1	3.6
Études secondaires	1.0	0.455	-1.2	3.2
Études postsecondaires	-	-	-	-
Autres	-1.7	0.627	-7.4	4.0
Type de ménage				
Célibataire sans enfants	1,0	0,500	-1,5	3,6
Célibataire, avec des enfants	3,3	0,180	-0,9	7,5
Personne mariée sans enfants – conjoint inactif	0,1	0,974	-3,4	3,6
Personne mariée sans enfants – conjoint actif	-5,3	0,001	-7,7	-2,9
Personne mariée, avec des enfants – conjoint inactif	-4,1	0,029	-7,1	-1,2
Personne mariée, avec des enfants – conjoint actif	-	-	-	-
Région				
Atlantique	10,7	0,000	7,7	13,7
Québec	3,2	0,073	0,2	6,1
Ontario	-	-	-	-
Prairies	-0,2	0,891	-2,7	2,3
Colombie-Britannique	2,9	0,095	0,0	5,8
Type d'emploi				
Permanent	-	-	-	-
Temporaire	2,9	0,069	0,2	5,6
Saisonnier (durée d'emploi de 1 à 5 mois)	24,3	0,000	18,5	30,1
Saisonnier (durée d'emploi de plus 6 mois)	-0,7	0,635	-2,9	1,6
Contractuel	0,5	0,857	-3,9	4,9
Agence de placement	13,0	0,128	-2,4	28,5
Autre	-7,8	0,022	-12,7	-2,9
Autres caractéristiques				
Minorité visible	11,0	0,000	7,8	14,2
Taux de chômage	0,6	0,000	0,3	0,8
Semaines d'admissibilité à l'a.-e.	-1,1	0,000	-1,3	-1,0
Emploi à temps partiel	-5,6	0,001	-8,3	-3,0
Secteur d'activité				
Primaire	-2,0	0,507	-6,9	2,8
Fabrication	-4,3	0,133	-8,8	0,2
Construction	-3,9	0,172	-8,3	0,6
Services	-1,9	0,485	-6,4	2,6
Gouvernement	-	-	-	-

Tableau A1 (suite)
**Régression de la probabilité de l'épuisement des prestations chez les personnes
qui ont quitté leur emploi et touché des prestations d'assurance-emploi**

	Écart (%)	Valeur <i>P</i>	Intervalle de confiance (90 %)	
Trimestre de la perte de l'emploi				
Premier trimestre	2,3	0,141	-0,3	4,8
Deuxième trimestre	-2,1	0,172	-4,6	0,4
Troisième trimestre	5,0	0,001	2,4	7,5
Quatrième trimestre	-	-	-	-
Période de la perte de l'emploi				
Après la période de réforme ¹	-4,2	0,003	-6,7	-1,8
Depuis la première année de suivi (T3 2000-T2 2002)	-2,8	0,061	-5,2	-0,3
Depuis la deuxième année de suivi (T3 2001- T2 2002)	3,6	0,024	0,9	6,3
Remarques :				
1. Comprend les périodes allant du T1 de 1997 au T4 de 1997, du T3 de 2000 au T2 de 2001 et du T3 de 2001 au T2 de 2002.				
Les résultats ont été obtenus à l'aide d'une technique de régression des probits.				
Comprend seulement les personnes qui ont touché des prestations d'assurance-chômage ou d'assurance-emploi. Exclusion des cohortes 5, 6, 13 et 17.				
Source : ECPIE – travailleurs qui ont quitté leur emploi.				

Tableau A2

Recours à l'aide sociale chez les personnes ayant quitté leur emploi, à partir des données des entrevues 1 et 2, réparties selon les caractéristiques de l'a.-c. ou de l'a.-e. (en pourcentage)

Variable	Prestataires d'assurance-chômage ou d'assurance-emploi						Non-prestataires d'assurance-chômage ou d'assurance-emploi	
	Total		Prestations épuisées		Prestations non épuisées		Avant la réforme de l'a.-e. (T3 1995-T2 1996) ¹	Après la réforme de l'a.-e. (T1 1997-T4 1997) ¹
	Avant la réforme de l'a.-e. (T3 1995-T2 1996) ¹	Après la réforme de l'a.-e. (T1 1997-T4 1997) ¹	Avant la réforme de l'a.-e. (T3 1995-T2 1996) ¹	Après la réforme de l'a.-e. (T1 1997-T4 1997) ¹	Avant la réforme de l'a.-e. (T3 1995-T2 1996) ¹	Après la réforme de l'a.-e. (T1 1997-T4 1997) ¹		
Total	9,0	7,5	14,7	13,4	6,8	5,4	9,8	10,0
Sexe								
Femmes	8,1	6,8	12,0	9,5	6,2	5,6	10,0	8,7
Hommes	9,9	8,1	17,8	16,8	7,3	5,2	9,6	11,1
Âge								
Jeunes (15 à 24 ans)	11,4	8,8	13,3	16,9	10,6	6,8	9,2	11,0
Dans la force de l'âge (25 à 54 ans)	9,0	7,6	15,0	15,0	6,8	4,9	10,4	10,0
Âgés (55 ans et plus)	6,6	6,0	12,7	2,9	2,7	7,7	5,3	7,7
Type de ménage								
Célibataire sans enfants	11,4	11,9	19,7	22,4	7,9	7,5	11,5	11,9
Célibataire, avec des enfants	33,9	19,5	47,2	32,7	27,2	15,0	29,3	28,1
Personne mariée sans enfants	4,8	3,1	7,8	5,5	3,7	2,2	4,2	3,8
Personne mariée, avec des enfants	6,1	5,4	8,6	7,4	5,2	4,7	8,5	9,4
Région								
Atlantique	7,1	6,8	11,5	11,5	4,4	4,5	10,1	10,2
Québec	10,5	9,2	18,0	15,8	7,7	6,4	13,5	12,6
Ontario	7,6	2,7	12,4	6,9	6,0	1,7	6,4	8,4
Prairies	7,5	8,0	12,0	9,4	5,6	7,6	8,1	7,1
Colombie-Britannique	12,2	12,2	20,1	21,9	9,8	8,9	12,9	13,4
Type d'emploi								
Permanent	9,7	8,4	14,9	12,6	8,0	7,0	8,2	9,4
Saisonnier (durée d'emploi de 1 à 5 mois)	18,2	8,7	24,1	12,7	6,9	3,7	15,3	8,5
Saisonnier (durée d'emploi de plus 6 mois)	8,1	5,3	9,7	10,9	7,2	3,3	14,3	7,0
Temporaire	9,0	8,1	19,1	18,2	3,2	4,6	10,9	13,1
Contractuel	3,7	6,7	8,8	21,1	2,2	0,9	10,6	7,4
Agence de placement	S.O.							
Autre	7,4	4,1	S.O.	S.O.	5,5	4,6	9,4	6,1

Remarques : 1. Se rapporte à la date de la perte d'emploi initiale.

Exclusion des personnes qui ont quitté leur emploi en raison d'un congé de maternité, de la retraite ou d'un retour aux études.

Utilise la pondération de la deuxième vague d'entrevues de l'ECPIE.

S.O. si le nombre d'observations < 30.

Source des données : ECPIE – travailleurs qui ont quitté leur emploi.

Tableau A3
Régression de la probabilité d'avoir eu recours à l'aide sociale avant l'entrevue 1

	Écart (%)	Valeur P	Intervalle de confiance (90 %)	
Situation par rapport à l'a.-c. ou l'a.-e.				
A touché des prestations d'a.-c. ou d'a.-e.	-2,1	0,002	-3,2	-1,0
A épuisé ses prestations d'a.-c. ou d'a.-e.	3,7	0,001	1,4	6,0
Sexe				
Femmes	-0,9	0,013	-1,5	-0,3
Hommes	–	–	–	–
Âge				
Jeunes (15 à 24 ans)	0,2	0,837	-1,2	1,6
Dans la force de l'âge (25 à 54 ans)	1,2	0,055	0,2	2,2
Âgés (55 ans et plus)	–	–	–	–
Scolarité				
Études secondaires non terminées	4,5	0,000	3,4	5,5
Études secondaires	1,6	0,000	0,8	2,4
Études postsecondaires	–	–	–	–
Autres	1,7	0,152	-0,5	3,9
Type de ménage				
Célibataire sans enfants	3,7	0,000	2,8	4,6
Célibataire, avec des enfants	13,6	0,000	11,2	15,9
Personne mariée sans enfants	-2,0	0,000	-2,8	-1,3
Personne mariée, avec des enfants	–	–	–	–
Région				
Atlantique	-0,3	0,511	-1,1	0,5
Québec	0,5	0,328	-0,4	1,5
Ontario	–	–	–	–
Prairies	-1,1	0,010	-1,8	-0,4
Colombie-Britannique	1,7	0,003	0,7	2,6
Type d'emploi				
Permanent	–	–	–	–
Temporaire	0,2	0,698	-0,6	0,9
Saisonnier (durée d'emploi de 1 à 5 mois)	1,6	0,027	0,3	3,0
Saisonnier (durée d'emploi de plus de 6 mois)	-0,8	0,112	-1,5	0,0
Contractuel	-0,2	0,807	-1,3	1,0
Agence de placement	0,1	0,962	-2,8	2,9
Autre	-0,7	0,591	-2,8	1,3
Autres				
Minorité visible	2,1	0,000	1,1	3,2
Taux de chômage	0,1	0,005	0,1	0,2
Admissibilité à l'a.-c. ou l'a.-e.	-0,1	0,000	-0,1	-0,1
Emploi à temps partiel	0,8	0,148	-0,1	1,6

Tableau A3 (suite)
Régression de la probabilité d'avoir eu recours à l'aide sociale avant l'entrevue 1

	Écart (%)	Valeur P	Intervalle de confiance (90 %)	
Secteur d'activité				
Primaire	-1,5	0,051	-2,5	-0,4
Fabrication	1,0	0,224	-0,4	2,5
Construction	-0,5	0,534	-1,8	0,8
Services	1,0	0,171	-0,2	2,1
Gouvernement	-	-	-	-
Trimestre de la perte de l'emploi				
Premier	-0,2	0,711	-1,0	0,6
Deuxième	-0,5	0,280	-1,2	0,2
Troisième	-0,2	0,735	-0,9	0,6
Quatrième	-	-	-	-
Variables — Postérieures à la réforme				
Après la réforme ¹	-0,2	0,695	-1,1	0,7
Après la réforme* A touché des prestations d'assurance-chômage ou d'assurance-emploi	-1,4	0,144	-2,9	0,1
Après la réforme* A épuisé ses prestations d'assurance-chômage ou d'assurance-emploi	0,4	0,778	-1,9	2,6
Depuis la première année de suivi				
Depuis la première année de suivi ²	-2,9	0,000	-4,0	-1,9
Depuis la première année de suivi* A touché des prestations d'a.-c. ou d'a.-e.	0,3	0,830	-1,7	2,2
Depuis la première année de suivi* A épuisé ses prestations d'a.-c. ou d'a.-e.	0,0	0,993	-2,5	2,5
Depuis la deuxième année de suivi				
Depuis la deuxième année de suivi ³	0,2	0,746	-0,9	1,4
Depuis la deuxième année de suivi* A touché des prestations d'a.-c. ou d'a.-e.	3,6	0,031	0,2	6,9
Depuis la deuxième année de suivi* A épuisé ses prestations d'a.-c. ou d'a.-e.	-2,1	0,116	-3,7	-0,5
Remarques :				
1. Comprend toutes les données postérieures à la réforme de l'a.-e. (du T4 de 1997 au T4 de 1997, du T3 de 2000 au T2 de 2001, du T3 de 2001 au T2 de 2002)				
2. Du T3 de 2000 au T2 de 2001, du T3 de 2001 au T2 de 2002				
3. Du T3 de 2001 au T2 de 2002				
Exclusion des personnes dont la cessation d'emploi est attribuable à un congé de maternité, à la retraite ou à un retour aux études.				
Exclusion des cohortes 5, 6, 13 et 17.				
Source : ECPIE – travailleurs qui ont quitté leur emploi.				

8. Taille de la collectivité et variation du recours à l'assurance-emploi selon le secteur d'activité et le niveau de scolarité

8.1 Sommaire

Le présent rapport examine la façon dont le recours à l'assurance-emploi (a.-e.) dans les collectivités a changé au fil du temps dans le but de combler les besoins des différents travailleurs, puisque le régime d'a.-e. vise l'atteinte de divers objectifs, notamment la promotion de l'équité par la redistribution du revenu, l'adaptation au marché du travail et la stabilisation macroéconomique.

Plus précisément, on étudie la variation du recours à l'a.-e. en fonction de la taille de la collectivité ainsi que du rapport avec le secteur d'activité et le niveau de scolarité. On s'attend à ce que les résultats de ces recherches permettent de déterminer dans quelle mesure on répond aux besoins des collectivités de taille différente, et d'étudier les premières retombées de la réforme de l'a.-e. de 1996 sur les collectivités de taille différente.

Données et méthode

Les données utilisées dans le présent rapport, pour la période de référence allant de 1990 à 1997, sont tirées de l'Enquête sur les finances des consommateurs (EFC). Il s'agit d'une enquête réalisée chaque année par Statistique Canada. À partir des données réunies pour cette enquête, on a dressé un profil croisé du revenu et de l'expérience de travail de particuliers, de familles (statistiques et économiques) et de ménages. Le présent rapport s'attache au recours des particuliers à l'a.-e., tous types de prestations confondus.

Principales constatations

- De 1990 à 1997, le recours à l'a.-e. était le plus élevé dans les collectivités rurales et les petites collectivités urbaines, et le moins élevé dans les régions urbaines comptant plus de 500 000 habitants.
- Pendant cette période, le recours à l'a.-e. a augmenté dans les régions rurales *par rapport* au taux d'utilisation dans tous les autres types de collectivités.
- On n'a pas observé de différence marquée en ce qui concerne les premières répercussions de la réforme de l'a.-e. sur les collectivités de taille différente.
- La proportion des prestations d'a.-e. versées aux travailleurs présentait d'importants écarts selon le secteur d'activité, cette proportion étant la plus élevée chez les travailleurs du secteur de la construction, et la moins élevée chez les travailleurs des secteurs de la finance, des assurances et de l'immobilier.

- En ce qui a trait au niveau de scolarité de la main-d'œuvre, les personnes les moins instruites étaient les plus susceptibles de toucher des prestations d'a.-e., tandis que les personnes dont le niveau de scolarité était plus élevé étaient moins susceptibles d'en recevoir.
- Les industries du secteur agricole et du secteur primaire étaient plus susceptibles de se trouver dans une région rurale, les secteurs de la finance, des assurances et de l'immobilier se trouvant le plus souvent dans un grand centre urbain.
- Les personnes vivant dans des régions moins peuplées avaient, en moyenne, un niveau de scolarité plus faible.

8.2 Introduction

Au service des travailleurs et de l'économie nationale du Canada depuis plus de 50 ans, le régime d'a.-e.⁴⁵ a évolué en fonction des nouvelles priorités sociales et économiques.

Le présent rapport examine la façon dont le recours à l'assurance-emploi (a.-e.) dans les collectivités a changé au fil du temps dans le but de combler les besoins des différents travailleurs, puisque le régime d'a.-e. vise l'atteinte de divers objectifs, notamment la promotion de l'équité par la redistribution du revenu, l'adaptation au marché du travail et la stabilisation macroéconomique.

Plus précisément, on étudie la variation du recours à l'a.-e. en fonction de la taille de la collectivité ainsi que le rapport avec le secteur d'activité et le niveau de scolarité. On s'attend à ce que les résultats de ces recherches permettent de déterminer dans quelle mesure on répond aux besoins des collectivités de taille différente, et d'étudier les premières retombées de la réforme de l'a.-e. de 1996 sur les collectivités de taille différente.

8.3 Données et méthode

Les données utilisées dans le présent rapport, pour la période de référence allant de 1990 à 1997⁴⁶, sont tirées de l'Enquête sur les finances des consommateurs (EFC). Il s'agit d'une enquête réalisée chaque année par Statistique Canada. À partir des données réunies pour cette enquête, on a dressé un profil croisé du revenu et de l'expérience de travail de particuliers, de familles (statistiques et économiques) et de ménages.

L'échantillon utilisé pour l'EFC a été constitué à partir de l'échantillon utilisé par l'Enquête sur la population active (EPA). Il s'agit d'un échantillon aléatoire à plusieurs degrés, stratifié par grappes, et conçu de façon à représenter environ 98 % de la population.

⁴⁵ Avant 1997, le régime d'assurance-emploi s'appelait régime d'assurance-chômage.

⁴⁶ La période de l'enquête a commencé en 1991 et s'est terminée en 1998. Les données pour la période de référence de 1997 ont donc été recueillies pendant l'enquête de 1998.

L'EPA est réalisée tous les mois par Statistique Canada dans le but de connaître la situation des membres de certains ménages canadiens, choisis au hasard, par rapport au marché du travail pendant la période de référence. On tire de cette enquête des estimations relatives aux caractéristiques de la main-d'œuvre à l'échelle nationale, provinciale et régionale.

Certains groupes de la population sont exclus, entre autres :

- les résidents du Yukon et des Territoires du Nord-Ouest;
- les résidents des réserves indiennes;
- les résidents des casernes militaires;
- les personnes détenues en établissement (prison, pénitencier, maison de réforme), les pensionnaires de certains hôpitaux (hôpitaux psychiatriques, hôpitaux pour tuberculeux, sanatoriums) ou encore les résidents des orphelinats ou des maisons pour personnes âgées.

Les différences dans les taux d'échantillonnage et de réponse ont justifié la pondération de chaque dossier. Le facteur de pondération tient compte du plan d'échantillonnage et intègre la valeur inverse du taux d'échantillonnage (qui présente des écarts importants selon les régions géographiques) ainsi que le taux différentiel de réponse des ménages, entre autres choses.

Les données utilisées pour l'EFC comprennent l'éventail complet des variables utilisées pour l'EPA, constituées des caractéristiques démographiques de tous les particuliers et des données détaillées sur la participation à la population active de toutes les personnes de 15 ans et plus. Aux variables de l'EPA, l'EFC ajoute des renseignements détaillés tirés de 23 sources de données sur le revenu et l'impôt visant l'année civile précédente (l'année de référence pour le revenu), de même que des renseignements sommaires sur l'expérience de travail pendant l'année de référence. À partir de cet ensemble d'unités d'échantillonnage regroupées de l'EFC, des statistiques sommaires transversales sont établies pour les particuliers, les familles et les ménages.

Le présent rapport s'attache au recours à l'a.-e. à l'échelle des particuliers seulement. On considère qu'un particulier a eu recours à l'a.-e. s'il a reçu des prestations à un moment quelconque pendant l'année de référence. On a calculé la distribution, les nombres et les montants estimatifs, les moyennes, etc., à partir de valeurs pondérées et non pas à partir de l'échantillon. Tous les nombres estimatifs et la distribution statistique qui ont fait l'objet d'analyses à partir de cette base de données, et qui figurent dans les tableaux, sont fondés sur un échantillon d'au moins 100 dossiers⁴⁷.

En raison des limites des données, aucune analyse n'a été effectuée pour les périodes au-delà de 1997, car le remplacement de l'EFC par l'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu (EDTR), en 1998, a eu pour effet de modifier bon nombre des variables examinées dans le présent rapport.

⁴⁷ Conformément à la politique de Statistique Canada, qui s'applique aux publications et selon laquelle les données obtenues à partir de petits échantillons ne sont probablement pas fiables.

8.4 Taille de la collectivité

L'EFC comprend six catégories de collectivités, établies en fonction de leur taille. L'une d'elles regroupe toutes les collectivités rurales, et les cinq autres visent les collectivités urbaines (500 000 habitants et plus; 100 000 à 499 999 habitants; 30 000 à 99 999 habitants; 2 500 à 29 999 habitants, moins de 2 500 habitants). Le tableau 1 donne un aperçu du changement dans la répartition de la population canadienne en fonction de ces six catégories pour la période de référence (1990 à 1997).

Année de référence	500 000 ou plus	100 000 à 499 999	30 000 à 99 999	2 500 à 29 999	Moins de 2 500	Région rurale
1990	46,8	13,7	8,6	10,8	2,4	17,7
1991	46,7	13,8	8,5	10,9	2,5	17,6
1992	46,4	14,0	8,6	10,7	2,6	17,8
1993	46,4	14,0	8,7	11,1	2,1	17,7
1994	48,9	15,9	7,4	9,5	2,5	15,7
1995	49,0	15,9	8,5	9,2	1,8	15,6
1996	49,1	15,9	8,4	8,9	1,9	15,9
1997	49,2	15,9	8,3	8,8	1,8	16,0

Source : Statistique Canada, Enquête sur les finances des consommateurs — personnes de 15 ans et plus, avec ou sans revenu.

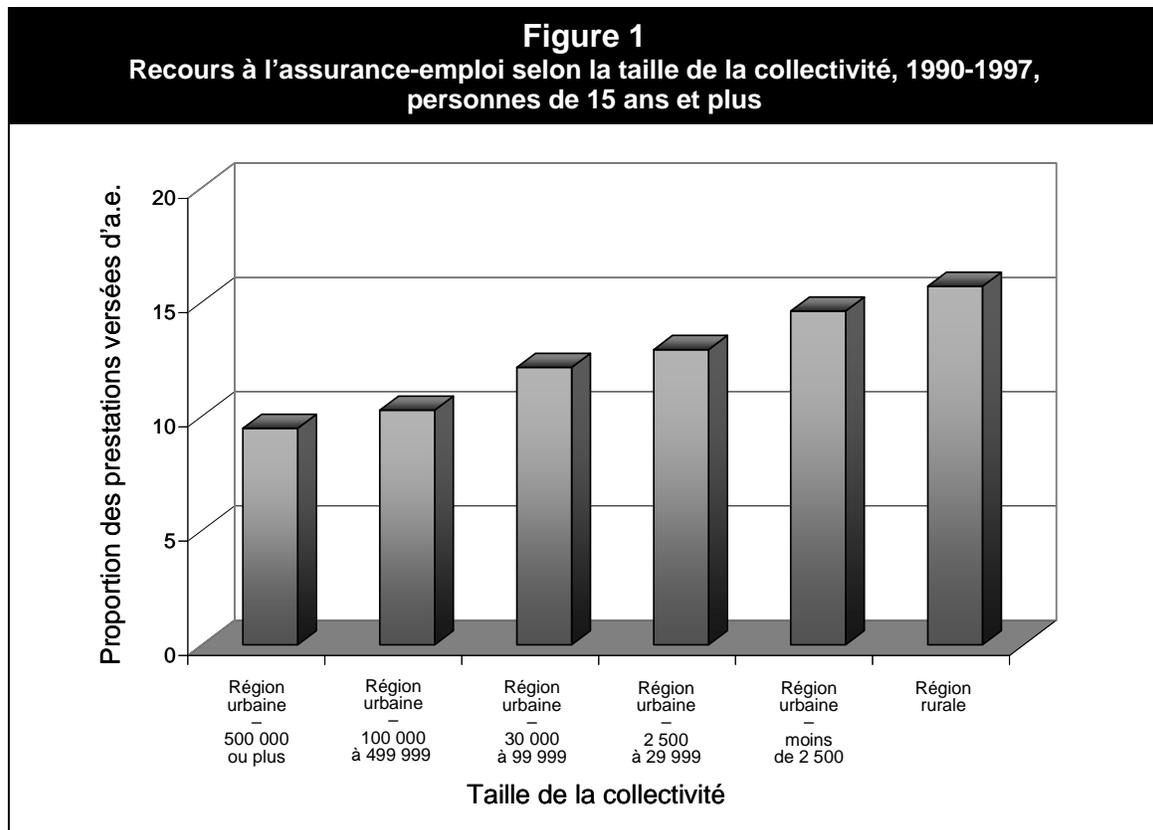
En 1990, 60,5 % des Canadiens habitaient dans l'une des deux régions urbaines les plus peuplées, et près de la moitié de la population canadienne habitait dans une collectivité urbaine comptant plus de 500 000 habitants. Pendant cette période de huit ans, le pourcentage de résidents dans les collectivités de plus de 500 000 habitants, est passé de 46,8 % en 1990 à 49,2 % en 1997. En 1997, 65,1 % des Canadiens habitaient dans une collectivité de plus de 100 000 habitants.

Il y a eu une augmentation marquée du pourcentage de résidents dans les grandes collectivités de 1993 à 1994. On observe aussi une nette évolution de la répartition de la population dans les cinq autres catégories de collectivités entre 1993 et 1994. Cette évolution est principalement attribuable aux modifications apportées au plan d'échantillonnage de 1994. À compter de cette année-là, on a inclus dans l'échantillon toutes les personnes qui résidaient au Canada, même si elles n'étaient ni citoyens canadiens ni immigrants reçus⁴⁸. Ces inclusions ont fait en sorte que la taille de l'échantillon représentant les grandes collectivités a augmenté, puisque ces personnes ont tendance à s'installer dans une grande

⁴⁸ Comprend les personnes revendiquant le statut de réfugié, les étudiants étrangers inscrits à un programme d'études au Canada et détenant un visa d'étudiant, les étrangers munis d'un permis de travail, les personnes détenant un permis ministériel leur permettant de résider au Canada ainsi que les non-Canadiens à la charge d'une personne faisant partie de l'une de ces quatre catégories.

ville, où les populations issues de divers horizons ethniques sont plus nombreuses⁴⁹ et où les possibilités d'emploi sont plus grandes.

La figure 1 illustre la relation entre le recours à l'a.-e. et la taille de la collectivité.



Au cours de cette période de huit ans, le recours à l'a.-e. a été plus élevé dans les collectivités de petite taille, et plus faible dans les régions de plus de 100 000 habitants. La proportion de prestations d'a.-e. versées aux résidents des collectivités urbaines comptant plus de 500 000 habitants s'établissait à 9,5 %, tout au long de cette période, et à 15,7 % dans les régions rurales du Canada⁵⁰. La proportion de prestations d'a.-e. versées aux résidents des collectivités de différente taille est largement tributaire du type d'industrie qu'on y trouve et du niveau de scolarité de la population habitant à proximité, comme on le verra dans les sections suivantes.

⁴⁹ En 1996, on enregistrait la plus forte proportion de membres d'une minorité visible dans les cinq villes suivantes, dans l'ordre : Toronto, Vancouver, Calgary, Edmonton et Montréal (Statistique Canada, tableaux de la série *Le Pays* du Recensement de 1996).

⁵⁰ Il convient de signaler qu'il est possible que le taux de versement annuel de prestations d'a.-e. soit plus élevé que le taux de chômage annuel, puisque ce dernier représente une moyenne pour toute l'année, tandis que le taux de versement des prestations correspond au pourcentage de particuliers qui ont reçu des prestations d'a.-e. à un moment quelconque de l'année. Il serait plus utile de comparer le pourcentage de personnes qui ont reçu des prestations d'a.-e. à un moment quelconque durant l'année avec le pourcentage de personnes qui étaient sans emploi à un moment quelconque de l'année.

Le tableau 2 fournit des données plus détaillées sur la répartition relative du recours à l'a.-e. pour chaque année. Par exemple, en 1990, le taux d'utilisation de l'a.-e. allait de 0,84 % dans les collectivités urbaines de plus grande taille à 1,41 % dans les collectivités urbaines de plus petite taille. Ces données indiquent que le taux de versement des prestations d'a.-e. aux résidents des plus grandes collectivités urbaines était inférieur de 16 % à la moyenne canadienne pour 1990, et qu'il était supérieur de 41 % à cette moyenne en ce qui concerne les résidents des plus petites collectivités urbaines.

Année de référence	500 000 ou plus	100 000 à 499 999	30 000 à 99 999	2 500 à 29 999	Moins de 2 500	Région rurale
1990	0,84	0,85	1,09	1,18	1,41	1,34
1991	0,84	0,89	1,04	1,18	1,19	1,35
1992	0,80	0,92	1,08	1,18	1,40	1,39
1993	0,87	0,90	1,06	1,10	1,27	1,30
1994	0,84	0,99	1,06	1,07	1,32	1,39
1995	0,87	0,95	1,00	1,11	1,07	1,38
1996	0,85	0,93	1,15	1,02	1,25	1,43
1997	0,82	0,91	1,10	1,14	1,08	1,49
Total	0,84	0,91	1,07	1,14	1,29	1,39

Source : Statistique Canada, Enquête sur les finances des consommateurs — personnes de 15 ans et plus, avec ou sans revenu.

On peut dégager deux tendances des données présentées au tableau 2. Tout d'abord, on observe que le recours à l'a.-e. dans les régions rurales, par rapport à l'utilisation dans l'ensemble du Canada, a augmenté au cours de la période, passant de 1,34 % en 1990 à 1,49 % en 1997. Deuxièmement, on remarque la grande instabilité du recours à l'a.-e. dans les régions urbaines de moins de 2 500 habitants. Par exemple, en 1990, l'utilisation relative de l'a.-e. était de 1,41 % dans ces régions; elle est tombée à 1,19 % en 1991 avant de remonter à 1,40 % en 1992. On a enregistré des écarts semblables pendant les années suivantes. On doit expliquer ces observations par la petite taille de l'échantillon.

8.4.1 Selon le secteur d'activité

La prochaine section fournit des données supplémentaires sur les collectivités et examine les différents types d'industrie qui s'y trouvent. On s'attache en particulier à la composition des secteurs d'activité dans les collectivités et à ses liens possibles avec le recours à l'a.-e. Le tableau 3 présente les données qui concernent la répartition de la population canadienne et le taux de versement des prestations d'a.-e. selon le secteur d'activité par rapport à la taille de la collectivité.

Tableau 3
Répartition de la population canadienne et taux de versement des prestations d'a.e.,
selon le secteur d'activité (en pourcentage)

Secteur d'activité	500 000 ou plus	100 000 à 499 999	30 000 à 99 999	2 500 à 29 999	Moins de 2 500	Région rurale
Agriculture et autres industries primaires						
Proportion de l'échantillon	13,3	7,0	6,2	11,4	2,7	59,4
Taux de versement des prestations	13,4	17,7	22,8	23,4	26,8	19,6
Fabrication						
Proportion de l'échantillon	49,8	14,2	8,8	9,1	2,5	15,6
Taux de versement des prestations	15,2	16,2	19,4	21,3	28,9	27,0
Construction						
Proportion de l'échantillon	45,7	14,4	8,4	9,0	2,2	20,3
Taux de versement des prestations	26,4	29,5	36,5	35,5	41,9	39,3
Transp., communications et autres services publics						
Proportion de l'échantillon	51,5	14,0	7,7	9,1	1,9	15,7
Taux de versement des prestations	10,7	13,3	15,8	16,8	16,8	21,1
Commerce de gros						
Proportion de l'échantillon	56,9	13,7	7,4	7,7	1,6	12,7
Taux de versement des prestations	11,3	12,4	13,7	17,0	17,0	18,7
Commerce de détail						
Proportion de l'échantillon	47,4	15,8	9,2	11,0	2,3	14,4
Taux de versement des prestations	10,4	11,5	13,4	13,9	13,7	15,7
Finance, assurances et immobilier						
Proportion de l'échantillon	61,7	14,7	6,3	7,1	1,3	8,9
Taux de versement des prestations	8,8	9,3	10,6	13,1	12,1	13,7
Services aux entreprises et autres services						
Proportion de l'échantillon	51,4	15,7	8,2	9,8	1,9	13,0
Taux de versement des prestations	10,9	11,9	13,8	15,2	16,5	17,8
Administration publique						
Proportion de l'échantillon	48,0	19,3	7,7	10,2	1,8	13,0
Taux de versement des prestations	8,4	10,0	11,7	13,1	16,7	16,9

Source : Statistique Canada, Enquête sur les finances des consommateurs — personnes de 15 ans et plus, avec ou sans revenu.

Le tableau 3 montre que certains types d'industrie sont plus susceptibles de se trouver dans de grandes régions urbaines et que d'autres se situent le plus souvent dans les régions où la population est plus faible. Les secteurs de la finance, des assurances et de l'immobilier, en particulier, sont plus susceptibles de mener leurs activités dans de grandes agglomérations urbaines comptant plus de 500 000 habitants. À l'opposé, il est plus probable que les industries agricoles et les autres industries primaires soient situées dans des régions rurales. Le seul autre résultat digne d'intérêt concerne le fait qu'une proportion relativement plus élevée d'employés de la fonction publique se trouve dans les collectivités urbaines comptant de 100 000 à 499 999 habitants.

On observe aussi des écarts importants dans le taux de versement des prestations selon le secteur d'activité et la taille de la collectivité. Le secteur où le taux de versement des prestations était le plus élevé est celui de la construction; il s'établissait à 26,4 % dans les collectivités urbaines de 100 000 à 499 999 habitants et s'élevait jusqu'à 41,9 % dans les collectivités urbaines de moins de 2 500 habitants. Pendant la période de référence (1990-1997), le taux de versement des prestations d'a.-e. dans le secteur de la construction a atteint 31,5 %.

Le taux de versement des prestations d'a.-e. était plus faible dans les secteurs de la finance, des assurances et de l'immobilier; ce taux était le plus faible dans les régions urbaines de plus de 500 000 habitants (8,8 %) et le plus élevé dans les régions rurales (13,7 %). Dans l'ensemble, le taux de versement des prestations d'a.-e. dans ces secteurs s'est établi à 9,8 % pendant la période de référence.

La situation professionnelle est sans doute un déterminant du taux de versement des prestations d'a.-e. Les industries qui emploient une plus forte proportion de travailleurs à temps partiel, par exemple les secteurs de la vente au détail, des services aux entreprises, des services de personnel et des autres services, sont celles où le taux de versement des prestations était généralement plus faible. En contrepartie, les industries qui emploient un plus fort pourcentage de travailleurs à temps plein, par exemple les industries du secteur manufacturier, du transport, des communications et des autres services publics, affichaient un taux de versement plus élevé. Les employés ayant accumulé plus de semaines ou d'heures de travail présentaient un taux d'admissibilité aux prestations plus élevé, indissociable d'un taux de versement de prestations d'a.-e. plus élevé.

Le taux de versement des prestations d'a.-e. avait tendance à être plus élevé dans les collectivités de petite taille, comme le montre le tableau 2. Le tableau 3 montre que cette tendance s'est maintenue, quel que soit le secteur d'activité des travailleurs.

8.4.2 Selon le niveau de scolarité

Dans la prochaine section, on examine d'encore plus près les données relatives aux collectivités en s'attachant au niveau de scolarité. L'EFC a établi sept catégories différentes selon le niveau de scolarité atteint le plus élevé :

- Aucune instruction; 8^e année ou moins; pas d'autres études (PAE);

- 9^e ou 10^e année, PAE;
- 11^e à 13^e année, pas de diplôme d'études secondaires, PAE;
- 11^e à 13^e année, diplôme d'études secondaires, PAE;
- études postsecondaires partielles, sans grade, certificat ou diplôme;
- certificat ou diplôme d'études postsecondaires (y compris certificat d'une école de métiers);
- diplôme universitaire.

Le tableau 4 présente les données relatives à la répartition de la population canadienne et du taux de versement des prestations d'a.-e. par rapport au dernier niveau de scolarité atteint.

Tableau 4								
Répartition de la population canadienne et taux de versement des prestations d'a.-e., selon le niveau de scolarité (en pourcentage)								
Niveau de scolarité atteint	500 000 ou plus	100 000 à 499 999	30 000 à 99 999	2 500 à 29 999	Moins de 2 500	Région rurale	Total	Total pour la main-d'œuvre
8 ^e année ou moins								
Proportion de l'échantillon	40,5	11,6	8,6	11,4	3,4	24,5	13,0	5,8
Taux de versement des prestations d'a.-e.	6,8	6,0	6,2	8,2	10,4	12,8	8,4	20,2
9 ^e ou 10 ^e année								
Proportion de l'échantillon	39,9	14,1	9,0	11,6	2,8	22,6	13,3	10,0
Taux de versement des prestations d'a.-e.	8,7	8,5	10,6	11,8	15,1	16,2	11,1	17,7
11 ^e à 13 ^e année								
Proportion de l'échantillon	43,2	15,7	8,6	11,7	2,4	18,5	7,5	6,9
Taux de versement des prestations d'a.-e.	8,6	9,6	10,5	12,5	13,0	14,1	10,5	14,5
Diplôme d'études secondaires								
Proportion de l'échantillon	50,1	15,3	8,1	9,5	1,9	15,2	19,8	21,8
Taux de versement des prestations d'a.-e.	10,5	11,2	14,3	14,9	17,3	17,9	12,6	14,8
Études postsecondaires								
Proportion de l'échantillon	50,1	17,1	9,0	9,3	1,7	12,9	9,0	9,5
Taux de versement des prestations d'a.-e.	9,8	10,9	13,2	14,8	16,6	15,3	11,6	13,4
Certificat d'études postsecondaires								
Proportion de l'échantillon	46,7	15,6	9,1	10,3	2,1	16,2	24,6	29,6
Taux de versement des prestations d'a.-e.	11,5	12,8	15,5	15,1	16,5	17,9	13,6	15,2
Diplôme universitaire								
Proportion de l'échantillon	63,9	15,5	5,8	6,1	1,0	7,6	12,7	16,4
Taux de versement des prestations d'a.-e.	7,8	8,8	9,3	10,5	11,7	10,7	8,5	9,1

Source : Statistique Canada, Enquête sur les finances des consommateurs — personnes de 15 ans et plus, avec ou sans revenu.

Le tableau 4 laisse penser que les personnes qui vivaient dans une région moins peuplée avaient, en moyenne, un niveau de scolarité plus faible. Si l'on tient compte des sept catégories, on constate qu'une proportion relativement plus élevée de travailleurs des régions rurales n'avaient pas fait d'études ou n'avaient pas été plus loin que la 8^e année. À l'inverse, les personnes qui vivaient dans une région urbaine comptant plus de 500 000 habitants étaient proportionnellement plus nombreux à détenir un diplôme universitaire par rapport aux habitants des régions moins peuplées. Cela pourrait expliquer en partie le fait que le taux de versement des prestations d'a.-e. était plus élevé dans les plus petites collectivités. Puisque le niveau de scolarité y est plus faible, un plus grand nombre de personnes auront tendance à trouver un emploi dans une industrie qui n'exige pas un niveau de scolarité élevé. Ces industries, par exemple celles du secteur de la construction ou de l'agriculture, ainsi que les autres industries primaires présentent habituellement des taux de versement de prestations d'a.-e. plus élevés, comme le montre le tableau 3.

On ne peut pas dégager de tendance absolue en ce qui concerne le taux de versement des prestations d'a.-e. (c.-à-d. que l'on ne peut affirmer que les personnes qui ont un niveau de scolarité moins élevé sont plus susceptibles de recevoir des prestations). Les données montrent d'ailleurs que, pendant la période de référence (1990-1997), les personnes qui détenaient un diplôme d'études postsecondaires sont celles qui affichaient le taux de versement le plus élevé, soit 13,6 %, alors que celles qui détenaient un diplôme d'études secondaires arrivaient au deuxième rang de cette classification, avec un taux de versement de 12,6 %. Toujours pendant cette période, ce sont les personnes ayant tout au plus une 8^e année qui ont enregistré le taux de versement de prestations le plus faible, à 8,4 %. Le taux était presque aussi bas chez les personnes qui détenaient un diplôme universitaire, s'établissant à 8,5 %. Quel que soit le niveau de scolarité, on observe là encore que le taux de versement des prestations avait tendance à être plus élevé dans les petites collectivités.

Toutefois, puisque l'échantillon était formé uniquement de personnes faisant partie de la population active, une nette tendance se dégage. Les personnes qui ont travaillé ou été en chômage pendant la durée de l'enquête, sont plus nombreuses à avoir touché des prestations d'a.-e. si leur niveau de scolarité était faible, alors que ceux dont le niveau de scolarité était élevé ont touché des prestations en moins grand nombre. Le taux de versement des prestations était le plus élevé chez les personnes qui avaient tout au plus une 8^e année, et le moins élevé chez les personnes qui détenaient un diplôme universitaire.

8.5 Résultats des estimations statistiques

Outre l'incidence du secteur d'activité et du niveau de scolarité sur le taux de versement des prestations d'a.-e. dans les différentes collectivités, la présente section traite également de l'incidence des caractéristiques démographiques et des autres facteurs liés au marché du travail. Les effets de certains facteurs démographiques (p. ex., sexe, âge, type de famille, situation au regard du logement, statut au regard de l'immigration) y sont examinés au même titre que le niveau de scolarité et la taille de la collectivité, parallèlement à d'autres facteurs liés au marché du travail (exception faite du secteur d'activité), comme le statut professionnel, le niveau de revenu, le niveau de revenu du

conjoint et l'ancienneté dans l'emploi. Enfin, on étudiera les premières répercussions de la réforme de l'assurance-emploi et du taux de chômage annuel dans les provinces sur le taux de versement des prestations.

Le tableau 5 présente les résultats d'une estimation statistique portant sur la probabilité qu'une personne reçoive des prestations d'a.-e.⁵¹. La première colonne indique dans quelle mesure on pouvait s'attendre à une modification de la probabilité qu'un groupe particulier reçoive des prestations d'a.-e. par rapport à un groupe témoin. Par exemple, les jeunes de 15 à 24 ans avaient 6,1 % moins de chances de recevoir des prestations d'a.-e. que les membres du groupe témoin qui, dans ce cas-ci, étaient les travailleurs dans la force de l'âge (25 à 54 ans)⁵².

Tableau 5				
Analyse de régression des probits relative à la probabilité que des prestations d'a.-e. soient versées				
	Écart (%)	Valeur P	Intervalle de confiance (90 %)	
Taille de la collectivité	Groupe témoin	Groupe témoin	Groupe témoin	Groupe témoin
500 000 ou plus	1,0	0,000	1,0	1,0
100 000 à 499 999	2,1	0,000	2,0	2,1
30 000 à 99 999	2,0	0,000	2,0	2,0
2 500 à 29 999	3,1	0,000	3,1	3,2
Moins de 2 500	3,2	0,000	3,2	3,3
Collectivité rurale				
Incidences de la réforme de l'a.-e. sur la taille de la collectivité	Groupe témoin	Groupe témoin	Groupe témoin	Groupe témoin
500 000 ou plus	-0,4	0,000	-0,4	-0,4
100 000 à 499 999	-1,2	0,000	-1,3	-1,2
30 000 à 99 999	0,5	0,000	0,5	0,6
2 500 à 29 999	-0,3	0,000	-0,3	-0,2
Moins de 2 500	0,3	0,000	0,2	0,3
Collectivité rurale				
Incidences de la réforme de l'a.-e.	-1,7	0,000	-1,8	-1,7
Sexe				
Hommes	0,3	0,000	0,3	0,3
Femmes	Groupe témoin	Groupe témoin	Groupe témoin	Groupe témoin

⁵¹ Ces estimations ont été produites par la méthode de régression des probits.

⁵² On considère que ce résultat est valable, sur le plan statistique, lorsque le niveau de confiance atteint 10 %, puisque sa valeur P est inférieure ou égale à 0,100. Lorsque la valeur P dépasse 0,100, l'intervalle de confiance de 90 % comprendra la valeur zéro, ce qui indique que l'on ne peut garantir que la variable a eu une incidence sur la variable dépendante. Toutefois, compte tenu de la grande taille de l'échantillon, presque toutes les variables sont importantes sur le plan statistique. L'annexe technique donne des pistes d'explication sur la façon d'interpréter les résultats d'une estimation statistique portant sur un échantillon de grande taille.

Tableau 5 (suite)
Analyse de régression des probits relative à la probabilité
que des prestations d'a.-e. soient versées

	Écart (%)	Valeur P	Intervalle de confiance (90 %)	
Âge				
Jeunes (15 à 24 ans)	-6,1	0,000	-6,1	-6,0
Dans la force de l'âge (25 à 54 ans)	Groupe témoin	Groupe témoin	Groupe témoin	Groupe témoin
Âgés (55 ans et plus)	-4,3	0,000	-4,3	-4,3
Type de famille				
Célibataire, avec des enfants	-0,7	0,000	-0,8	-0,7
Célibataire sans enfants	-0,3	0,000	-0,3	-0,3
Personne mariée, avec des enfants	Groupe témoin	Groupe témoin	Groupe témoin	Groupe témoin
Personne mariée sans enfants	-0,3	0,000	-0,3	-0,3
Autres	0,7	0,000	0,7	0,8
Dernier niveau de scolarité atteint				
8 ^e année ou moins	3,7	0,000	3,7	3,7
9 ^e ou 10 ^e année	3,6	0,000	3,6	3,6
11 ^e à 13 ^e année	2,7	0,000	2,6	2,7
Diplôme d'études secondaires	3,9	0,000	3,9	3,9
Études postsecondaires partielles	2,5	0,000	2,5	2,5
Diplôme d'études postsecondaires	3,6	0,000	3,6	3,6
Diplôme universitaire	Groupe témoin	Groupe témoin	Groupe témoin	Groupe témoin
Situation en matière de logement				
Propriétaire avec hypothèque	-1,1	0,000	-1,1	-1,1
Propriétaire sans hypothèque	-1,3	0,000	-1,3	-1,3
Locataire	Groupe témoin	Groupe témoin	Groupe témoin	Groupe témoin
Autre	-0,7	0,000	-0,7	-0,6
Pays de naissance				
Canada	0,6	0,000	0,6	0,6
Autres pays	Groupe témoin	Groupe témoin	Groupe témoin	Groupe témoin
Secteur d'activité				
Agriculture et autres industries primaires	3,9	0,000	3,9	3,9
Fabrication	Groupe témoin	Groupe témoin	Groupe témoin	Groupe témoin
Construction	9,5	0,000	9,5	9,5
Transp., comm. et autres services publics	1,4	0,000	1,4	1,4
Commerce de gros	0,1	0,000	0,1	0,2
Commerce de détail	-0,1	0,000	-0,1	-0,1
Finance, assurances et immobilier	-0,6	0,000	-0,6	-0,6
Services aux entreprises et autres industries des services	0,7	0,000	0,7	0,7
Administration publique	-1,1	0,000	-1,1	-1,1

Tableau 5 (suite)
Analyse de régression des probits relative à la probabilité
que des prestations d'a.-e. soient versées

	Écart (%)	Valeur P	Intervalle de confiance (90 %)	
Situation d'emploi				
Travailleurs à temps plein	Groupe témoin	Groupe témoin	Groupe témoin	Groupe témoin
Travailleurs à temps partiel	-2,7	0,000	-2,7	-2,7
Aucun emploi pendant l'année de référence	-15,2	0,000	-15,2	-15,1
Revenu				
Revenu après impôt	-0,0	0,000	-0,0	-0,0
Revenu total du conjoint	0,0	0,000	0,0	0,0
Ancienneté				
Moins de 7 mois	19,7	0,000	19,7	19,7
7 à 12 mois	12,1	0,000	12,1	12,2
1 à 5 ans	Groupe témoin	Groupe témoin	Groupe témoin	Groupe témoin
6 à 10 ans	-2,7	0,000	-2,7	-2,7
11 à 20 ans	-4,5	0,000	-4,5	-4,5
Plus de 20 ans	-5,4	0,000	-5,4	-5,4
Chômage				
Taux provincial annuel	0,9	0,000	0,9	0,9
Taille de l'échantillon (données réelles)	608 919			
Source : Statistique Canada, Enquête sur les finances des consommateurs — personnes de 15 ans et plus, avec ou sans revenu.				

Les résultats qui figurent au tableau 5 confirment l'hypothèse selon laquelle le taux de versement des prestations d'a.-e. augmente lorsque la taille de la collectivité diminue, même si l'on tient compte de diverses caractéristiques démographiques et de facteurs liés au marché du travail. Les résidents des collectivités rurales présentaient les taux de versement de prestations les plus élevés, tandis que les résidents des collectivités urbaines de plus de 500 000 habitants présentaient les taux de versement les plus bas.

L'examen des premières répercussions de la réforme de l'assurance-emploi sur les collectivités de différentes tailles ne révèle aucune différence marquante. On peut donc prétendre que la réforme de l'a.-e. n'a pas eu, au départ, de répercussions très différentes sur les collectivités considérées en fonction de leur taille.

Certains résultats de l'estimation statistique ont plus d'importance. En voici quelques-uns :

- Les jeunes et les travailleurs âgés étaient moins susceptibles de recevoir des prestations d'a.-e. que les travailleurs dans la force de l'âge;
- Les détenteurs de diplôme universitaire étaient, et de loin, les moins susceptibles de recevoir des prestations d'a.-e. par rapport aux personnes dont le niveau de scolarité était différent;

- Les personnes nées au Canada étaient plus susceptibles de recevoir des prestations d'a. e. que les personnes nées à l'étranger;
- Les travailleurs de l'industrie de la construction présentaient le taux de versement de prestations d'a.-e. le plus élevé;
- Les travailleurs à temps partiel étaient, et de loin, moins susceptibles de recevoir des prestations que les travailleurs à temps plein;
- Malgré la faible valeur du coefficient estimatif des variables portant sur le revenu, le niveau de revenu avait une incidence très importante sur le taux de versement des prestations d'a.-e.; ainsi, le taux de versement était plus faible chez les personnes à revenu élevé;
- Le taux de versement des prestations d'a.-e. diminuait à mesure que l'ancienneté augmentait;
- Les particuliers étaient plus susceptibles de recourir au régime d'a.-e. lorsque leur période de chômage se prolongeait;
- Le taux de versement des prestations d'a.-e. était plus élevé dans les régions où le chômage était élevé.

8.6 Conclusions et recherches supplémentaires

Le présent rapport examinait l'utilisation de l'a.-e. dans les collectivités de différentes tailles pendant la période allant de 1990 à 1997. L'incidence des facteurs liés au secteur d'activité et au niveau de scolarité à l'échelle de la collectivité a aussi fait l'objet d'un examen.

Les données tirées de l'EFC révèlent une nette évolution au sein de la population du Canada, alors que les régions de petite taille sont délaissées au profit des deux régions urbaines de plus grande taille. Ce déplacement s'explique en partie par les changements de définition de l'enquête, adoptés en 1994, et en partie par la situation économique plus favorable dans les grandes villes.

Le recours à l'a.-e. était beaucoup plus élevé dans les petites collectivités, particulièrement les collectivités rurales. Par rapport aux cinq autres catégories de collectivité ayant fait l'objet d'un examen, le recours à l'a.-e. dans les régions rurales a connu une hausse importante de 1990 à 1997.

En règle générale, on trouve dans les régions rurales beaucoup plus d'industries agricoles et autres industries primaires, tandis que les secteurs de la finance, des assurances et de l'immobilier mènent surtout leurs affaires dans les grandes régions urbaines. On observe des variations importantes dans le taux de versement des prestations d'a.-e. selon le secteur d'activité, les taux étant les plus élevés dans le secteur de la construction, et les moins élevés dans le secteur de la finance, des assurances et de l'immobilier. Toutefois,

le taux de versement est tout de même demeuré élevé en règle générale dans les collectivités de petite taille, quel que soit le secteur d'activité des travailleurs.

On a aussi pu constater que les résidents des petites collectivités avaient un niveau de scolarité moins élevé. En ce qui concerne la population active, le taux de versement des prestations d'a.-e. était plus élevé chez les personnes peu instruites, et plus faible chez celles dont le niveau de scolarité était plus élevé. La même observation s'applique au secteur d'activité, le taux de versement étant plus élevé dans les petites collectivités, quel que soit le niveau de scolarité des prestataires.

Les résultats de l'estimation statistique ont permis de dégager plusieurs constatations intéressantes. On a observé que le taux de versement des prestations d'a.-e. était plus élevé dans les petites collectivités, même en tenant compte de divers facteurs. La réforme de l'assurance-emploi ne semble pas avoir eu de répercussions différentes en 1997 selon la taille de la collectivité.

Il convient de signaler que, en raison des limites des données, il faudra mener des analyses supplémentaires pour la période qui suit l'année 1997. Il faudra, à cette fin, utiliser les données de l'EDTR ou d'une autre source.

Notes techniques

Voici la traduction d'un extrait de l'ouvrage *A Guide to Econometrics: Fourth Edition*, de Peter Kennedy (1998, page 64), qui explique comment il faut interpréter les résultats des estimations statistiques portant sur un échantillon de grande taille :

[Traduction]

« Pour plusieurs raisons, les tests d'hypothèse sont parfois trompeurs [...] À ce chapitre, l'un des problèmes les plus intéressants concerne le fait que, pour un échantillon de taille suffisante, la valeur de presque tous les paramètres peut être significativement différente de zéro. (Presque toutes les variables indépendantes pertinentes auront une *certaine* influence, si minime soit-elle, sur une variable dépendante; en augmentant la taille de l'échantillon, on réduit l'écart, de sorte que l'influence deviendra significative sur le plan statistique.) Donc, si un chercheur désire constituer un échantillon de grande taille afin d'obtenir des estimations plus exactes, il devra prendre garde à ne pas utiliser un échantillon de trop grande taille, de peur d'avoir du mal à interpréter les tests d'hypothèse habituels [...] Il faut se demander si l'ampleur du coefficient en question est assez étendue pour que sa variable explicative puisse exercer sur la variable dépendante une influence valable (plutôt que « significative »). Le problème des échantillons de trop grande dimension est réel. On suggère de revoir à la baisse le niveau de signification en proportion de l'augmentation de la taille de l'échantillon [...] »

9. Formation en période de chômage

9.1 Sommaire

La publication intitulée *Le savoir, clé de notre avenir — Le perfectionnement des compétences au Canada*, insiste sur l'importance du capital humain au chapitre de l'amélioration du bien-être économique des Canadiens. Le présent rapport de contrôle se penche sur le sous-ensemble d'enjeux mentionnés dans le document à l'égard de la participation à la formation pendant le chômage. Le rapport examine les aspects suivants :

- les diverses formations auxquelles ont participé les chômeurs (types de formation et durée);
- les caractéristiques des chômeurs qui ont pris part à la formation (p. ex., sexe, âge, région et facteurs pertinents à la recherche d'emploi);
- les opinions des chômeurs à l'égard de la valeur de la formation qu'ils ont suivie.

Données et méthode

Le rapport s'appuie sur les données de l'Enquête canadienne par panel sur l'interruption d'emploi (ECPIE), menée auprès de personnes ayant connu une cessation d'emploi entre le troisième trimestre de 2001 et le deuxième trimestre de 2002.

Principales constatations

L'une des principales constatations du présent rapport de contrôle est le fait qu'une proportion importante de chômeurs (13,5 %) a tiré avantage d'une certaine forme de perfectionnement pendant leur période de chômage.

Le type et la durée des cours auxquels ont participé les chômeurs variaient énormément.

- Même si le nombre médian d'heures par semaine consacrées à un cours était de dix, et que le cours durait six semaines, la moitié des chômeurs qui ont pris part à une formation étaient inscrits à un cours qui exigeait de 6 à 30 heures par semaine, pendant une période allant de 2 à 14 semaines.
- Des huit catégories de cours, trois catégories ont eu la faveur de 75,5 % des participants : les cours de formation professionnelle et technique (31,4 %), les cours dispensés par des établissements d'enseignement postsecondaire (17,3 %), et la catégorie « Autres » (26,8 %). De plus, certains cours comprenaient un volet portant sur les techniques de recherche d'emploi (10 %) et l'informatique (11,1 %).

Toutes les grandes catégories de chômeurs ont participé à la formation, dans une certaine mesure, mais on constate une variation considérable chez certains groupes :

- Selon les catégories démographiques, les femmes et les jeunes étaient plus susceptibles de participer à une formation que la moyenne. Parmi les groupes désignés par DRHC aux fins de l'équité en matière d'emploi (c.-à-d. les femmes, les Autochtones, les minorités visibles et les personnes handicapées), tous, sauf les personnes handicapées, étaient plus susceptibles de prendre part à une formation en période de chômage que la moyenne;
- Le niveau de scolarité semble être un facteur clé, car les personnes ayant fait des études postsecondaires étaient beaucoup plus susceptibles de prendre part à une formation que celles qui n'avaient pas terminé leurs études secondaires;
- Le lieu est aussi un facteur déterminant. Les personnes des régions rurales étaient moins susceptibles de tirer avantage d'une formation (presque six points de pourcentage de moins). Les chômeurs de la Colombie-Britannique étaient de six points de pourcentage plus susceptibles de participer à une formation que ceux de la région de l'Atlantique;
- Les personnes qui touchaient des prestations d'a.-e. ou qui étaient en chômage depuis longtemps étaient plus susceptibles de prendre part à une formation.

La formation était jugée utile à l'amélioration des perspectives d'emploi dans environ 78 % des cas. Toutefois, on constate un écart considérable dans les réponses selon le type de formation :

- Un nombre important de répondants estimaient que les cours relatifs à la recherche d'emploi et à l'informatique s'étaient révélés utiles;
- Les cours s'inscrivant dans la catégorie « Formation professionnelle et technique » étaient considérés comme les plus utiles, suivis des cours s'inscrivant dans la catégorie « Autres ».

9.2 Introduction

La publication *Le savoir, clé de notre avenir — Perfectionnement des compétences au Canada* de DRHC, met en relief l'importance de mettre en valeur le capital humain pour améliorer le bien-être économique des Canadiens. Le présent rapport s'attarde au sous-ensemble d'enjeux liés à la formation en période de chômage. Plus précisément, le présent rapport :

- examine les données et la définition de formation utilisées dans le cadre de l'analyse;
- analyse les diverses formations auxquelles ont participé les chômeurs (type et durée de la formation);

- examine les caractéristiques des chômeurs qui ont participé à la formation (p. ex., âge, sexe, région et facteurs pertinents à la recherche d'emploi);
- examine les opinions des chômeurs à l'égard de la valeur de leur formation.

Le présent rapport n'est pas le résultat d'une étude d'évaluation officielle. Par conséquent, les statistiques présentées ici se veulent plutôt descriptives, car on s'attache davantage à l'impression que laissent les résultats présentés. C'est à dessein que les tests d'hypothèse formels ont été omis et que le rapport ne comporte aucune estimation quantitative des effets de la formation sur les expériences des chômeurs. De plus, aucun aspect particulier du régime d'a.-e. n'est abordé dans ce rapport, l'intention étant de fournir de l'information contextuelle en prévision du *Rapport de contrôle et d'évaluation 2003*.

9.3 Définition de la formation

9.3.1 Source de données

Les données utilisées aux fins de la présente étude sont tirées de l'Enquête canadienne par panel sur l'interruption d'emploi (ECPIE)⁵³. Il s'agit d'une enquête menée auprès de quelque 13 600 personnes ayant connu une cessation d'emploi à un moment quelconque entre le troisième trimestre de 2001 et le deuxième trimestre de 2002. L'enquête, qui visait à recueillir une quantité importante d'information sur les expériences vécues en période de chômage, s'assortissait d'une série de questions relatives à la formation.

9.3.2 Questions relatives à la formation

On a posé la question suivante à tous les répondants à l'ECPIE environ dix mois après la perte de leur emploi :

« Avez-vous participé, à un moment quelconque depuis le [date de la cessation d'emploi], à une formation ou à des cours axés ESSENTIELLEMENT sur la CARRIÈRE ou la RECHERCHE D'EMPLOI? »

Cette question était assez générale de sorte que les réponses obtenues étaient plutôt larges. On notera toutefois que cette question a permis d'éliminer la formation suivie à des fins personnelles. Le tableau 1 montre que 23,8 % des répondants ont dit avoir pris part à une formation professionnelle. L'ECPIE contient d'autres questions concernant le type de formation et le temps qui lui a été consacré.

⁵³ Voir l'Annexe : Ensemble de données de l'ECPIE pour obtenir plus d'information. Pour une description complète, voir *The Canadian Out-of-Employment Panel (COEP) Survey: A Tool for Legislative Oversight Monitoring, and Evaluation*.

9.3.3 Base de sondage

La proportion de 23,8 % de personnes ayant répondu « oui » à la question générale sur la formation, comprenait toutes les personnes qui avaient connu une cessation d'emploi. La question s'appliquait aux dix mois qui ont suivi la perte d'emploi. On a posé d'autres questions afin de déterminer à quel moment la formation avait eu lieu pendant la période de chômage. Cette information a permis de cerner les personnes qui avaient suivi une formation lorsqu'elles étaient sans travail⁵⁴. Par conséquent, l'échantillon utilisé pour les besoins du présent rapport a été épuré de façon à inclure uniquement :

- les personnes qui ne sont pas retournées aux études à temps plein (c.-à-d. qu'on a exclu toute personne inscrite à un cours d'au moins 16 semaines prévoyant au moins 11 heures⁵⁵ par semaine en classe);
- celles qui ont connu une période de chômage et qui ont cherché un emploi pendant cette période.

Tableau 1 Formation pendant la période de dix mois visée par l'ECPIE (en pourcentage)	
Ensemble de l'ECPIE	23,8
Pendant la période de chômage	13,5
Source : ECPIE	

Une fois ces redressements effectués, les données de l'ECPIE montraient que 13,5 % des chômeurs avaient suivi une formation quelconque pendant leur période de chômage. Cela correspond à un peu plus de 270 000 personnes sur une période de dix mois⁵⁶, chiffre beaucoup plus élevé que les 130 000 personnes⁵⁷ déclarées à titre de participants au perfectionnement des compétences, offert dans le cadre des PEMS⁵⁸. Le nombre plus élevé obtenu dans le cadre de l'ECPIE indique que de nombreuses personnes ont obtenu de la formation sans recourir aux PEMS de l'assurance-emploi.

9.4 Nature de la formation

Le principal message véhiculé dans cette section est que les chômeurs tirent avantage d'une grande diversité de formation, dont la durée et le type de cours varient largement.

⁵⁴ Toute formation qui a eu lieu pendant une période d'emploi a été exclue de l'analyse.

⁵⁵ On a retenu le critère des 11 heures, car c'est la définition utilisée dans le *Règlement sur l'assurance-emploi*. On a choisi une durée de 16 semaines, car c'est la durée d'un demi-trimestre à l'université. Si la formation suivie pendant la période de dix mois visée par l'enquête a duré plus longtemps, le répondant était considéré comme un étudiant à temps plein.

⁵⁶ Ce chiffre ne peut être facilement comparé aux estimations du taux de chômage dans l'Enquête sur la population active.

⁵⁷ Voir la page 33 du *Rapport de contrôle et d'évaluation 2001*. À noter que la période de dix mois écarte toute formation obtenue par la suite.

⁵⁸ On qualifie de perfectionnement des compétences fondé sur les Prestations d'emploi et mesures de soutien (PEMS) l'ensemble de la formation liée à DRHC.

9.4.1 Temps consacré à la formation

Le tableau 2 fait état du temps consacré à la formation. Le tableau indique à la fois le nombre d'heures par semaine et le nombre de semaines consacrées au cours. Le nombre médian d'heures par semaine consacrées à un cours s'établit à dix. Toutefois, la moitié des chômeurs qui ont suivi une formation ont participé à un cours qui exigeait de six à 30 heures par semaine.

Tableau 2 Répartition du temps consacré à la formation, par percentile					
Percentile	10	25	50	75	90
Heures	4	6	10	30	40
Semaines	1	2	6	14	25
Source : ECPIE					
Remarque : Chaque colonne fournit l'estimation de ce percentile. Par exemple, la deuxième colonne indique que les derniers 25 % ont suivi une formation de six heures et deux semaines.					

On pourrait dire la même chose du nombre de semaines consacrées au cours. La durée médiane des cours était de six semaines. Toutefois, la moitié des chômeurs qui ont bénéficié d'une formation ont suivi des cours qui ont duré de 2 à 14 semaines.

Il est important de rappeler que toutes les personnes dont la formation a duré au moins 16 semaines, à raison d'au moins 11 heures par semaine, ont été exclues de l'échantillon de façon à écarter les étudiants à temps plein. On peut ainsi conclure que les 10 % qui ont consacré plus de 40 heures par semaine à leur formation l'ont fait pendant moins de 16 semaines.

9.4.2 Types de formation

L'une des questions visait à déterminer le type de formation qu'avait suivie le répondant (le tableau 3 fournit plus de détails). Les cours de formation professionnelle et technique étaient de loin les plus courus (31,4 % des chômeurs qui ont pris des cours se sont inscrits à des cours de formation professionnelle ou technique). Les cours offerts par les collèges et les universités occupent le deuxième rang (17,3 %), suivis des cours d'informatique (11,1 %).

Il est intéressant de signaler que, même si le questionnaire de l'ECPIE prévoyait la possibilité que le répondant se soit inscrit à plus d'un type de cours, une telle occurrence était relativement rare. En moyenne, la personne qui a suivi au moins un cours pendant qu'elle était en chômage s'est inscrite à 1,07 type de cours⁵⁹.

⁵⁹ Voir le tableau 9.

Tableau 3
Type de cours suivi en période de chômage
(en pourcentage)

Alphabétisation	1,1
Mathématiques	1,0
Informatique	11,1
Apprentissage d'une autre langue	4,3
Techniques de recherche d'emploi	10,0
Études secondaires	3,8
Études postsecondaires	17,3
Formation professionnelle et technique	31,4
Autres	26,8
Source : ECPIE	
Remarque : Le total ne correspond pas à 100 %, car une personne pouvait participer à plus d'un type de cours.	

9.5 Participation à une formation

9.5.1 Selon le groupe démographique

Le tableau 4 montre que les hommes étaient légèrement moins susceptibles de suivre une formation en période de chômage par rapport à la moyenne. Il est intéressant de constater que les tendances chez les travailleurs âgés et les travailleurs dans la force de l'âge sont presque identiques, et que, dans leur cas, la probabilité de participer à une formation en période de chômage était inférieure à la moyenne. La probabilité qu'un jeune chômeur participe à une formation était de plus de deux points de pourcentage supérieure à la moyenne.

Tableau 4
Formation en période de chômage, selon les caractéristiques démographiques
(en pourcentage)

Total	13,5
Hommes	13,2
Femmes	14,0
Jeunes (15 à 24 ans)	15,9
Dans la force de l'âge (25 à 54 ans)	12,8
Âgés (plus de 55 ans)	12,7
Source : ECPIE	

9.5.2 Selon le groupe désigné aux fins de l'équité en matière d'emploi

Le tableau 5 montre que les répondants à l'ECPIE qui se sont identifiés comme membres d'un groupe désigné par DRHC aux fins de l'équité en matière d'emploi, pouvaient avoir accès à une formation en période de chômage. Les résultats des personnes handicapées à cet égard sont inférieurs à la moyenne. Les deux autres groupes sont supérieurs à la moyenne, et les Autochtones affichent un résultat un peu plus élevé, avec 22,7%⁶⁰.

Tableau 5 Formation en période de chômage, selon le groupe désigné aux fins de l'équité en matière d'emploi (en pourcentage)	
Total	13,5
Femmes	14,0
Autochtones	22,7
Minorités visibles	15,9
Personnes handicapées	10,3
Source : ECPIE	

9.5.3 Selon le niveau de scolarité et de formation

Le tableau 6 révèle l'importance de l'impact du niveau de scolarité sur la formation. Cela correspond au point de vue selon lequel l'éducation permet à une personne d'apprendre comment apprendre. La participation à la formation chez les personnes n'ayant pas terminé leurs études secondaires était inférieure à la moyenne. La probabilité de participer à une formation pendant une période de chômage était plus élevée chez les personnes ayant fait des études postsecondaires (16,5 %).

Tableau 6 Formation en période de chômage, selon le niveau de scolarité (en pourcentage)	
Études secondaires non terminées	8,0
Études secondaires	13,2
Études postsecondaires	16,5
Autres	S.O. ¹
Remarque :	
1. On ne tient pas compte des résultats pour cette catégorie, car cet échantillon comptait moins de 30 répondants.	
Source : ECPIE	

⁶⁰ Ce taux est plus élevé que celui des années précédentes. Ce groupe sera suivi de près afin de voir si cette tendance évolue.

9.5.4 Selon le marché du travail local

De nombreux facteurs peuvent influencer sur l'offre et la demande de formation dans les divers marchés du travail locaux où peut se retrouver un chômeur. Le tableau 7 montre que la région où l'on se trouve influe considérablement sur la formation. La probabilité qu'un chômeur de la région de l'Atlantique prenne part à une formation était de cinq points de pourcentage inférieure à la moyenne. La probabilité qu'un chômeur d'une autre région du Canada participe à une formation était légèrement supérieure à la moyenne. Le taux de chômage semble avoir joué un rôle relativement modeste⁶¹. Par contre, le tableau 7 révèle que les chômeurs des régions considérées comme rurales⁶² étaient moins susceptibles de participer à une formation lorsqu'ils se trouvaient sans emploi (environ six points de pourcentage sous la moyenne). Les données actuelles ne permettent pas de déterminer si cette tendance est attribuable à l'absence de possibilités de formation ou à un manque de demande dans ces régions. Cet effet contribuerait à expliquer la faible concentration de formation dans les provinces de l'Atlantique, qui constituent la région la plus rurale.

Tableau 7 Formation, selon le marché du travail local (en pourcentage)	
Total	13,5
Atlantique	8,4
Québec	14,0
Ontario	13,7
Prairies	14,7
Colombie-Britannique	14,1
Taux de chômage supérieur à 10	10,7
Régions rurales	7,8
Source : ECPIE	

9.5.5 Selon les caractéristiques de la recherche d'emploi

On ne saurait nier l'incidence des caractéristiques de la recherche d'emploi sur l'étendue de la participation à la formation. Le tableau 8 montre que les personnes qui ont participé à une formation ont été sans travail pendant presque six semaines de plus que celles qui n'ont pris part à aucune formation⁶³. Cela pourrait tenir au fait qu'une période de chômage prolongée accroît la probabilité qu'une personne prenne le temps de suivre un cours.

⁶¹ On a tenu compte du taux de chômage de la région économique de l'a.-e. du répondant à l'ECPIE. On qualifie de « région économique de l'a.-e. » les divisions géographiques établies aux fins de l'administration de la *Loi sur l'assurance-emploi*.

⁶² On utilise la définition de « rurale » préconisée par Postes Canada. Pour obtenir plus d'informations, voir <http://www.postescanada.ca/tools/pg/manual/b02-f.asp>.

⁶³ Les estimations de la durée sont supérieures à celles qu'on trouverait dans l'Enquête sur la population active, car il s'agit ici de périodes de chômage complètes, alors que l'EPA s'appuie sur les périodes de chômage en cours.

Les autres résultats consignés dans le tableau 8 laissent croire que les personnes qui ont participé à une formation ont éprouvé de plus grandes difficultés dans le cadre de leur recherche d'emploi. Par exemple, les personnes qui ont pris part à une formation ont consacré hebdomadairement presque deux heures de plus à la recherche d'emploi, et elles se sont montrées plus disposées à accepter un emploi à temps partiel (écart de 2,6 points de pourcentage). De plus, elles ont eu recours à un plus grand nombre de techniques de recherche d'emploi. On remarque aussi que les personnes qui ont participé à une formation étaient plus susceptibles de toucher des prestations d'a.-e. Cela pourrait tenir au fait que les prestataires d'a.-e. sont plus susceptibles d'être admissibles à une formation subventionnée par le gouvernement, et que l'assurance-emploi permet aux chômeurs d'effectuer une recherche d'emploi de meilleure qualité.

Tableau 8			
Caractéristiques de la recherche d'emploi			
(en pourcentage, à moins d'indication contraire)			
	Formation	Aucune formation	Total
Semaines de chômage	39,3	33,5	34,3
Prestations versées	45,4	37,8	38,9
Heures par semaine pendant le dernier emploi	40,9	40,4	40,5
Disposé à accepter un poste à temps partiel	60,6	58,0	58,3
Nombre de techniques employées pendant la recherche d'emploi	4,4	3,9	4,0
Heures par semaine consacrées à la recherche d'emploi	14,8	13,2	13,4

Source : ECPIE

9.5.6 Valeur perçue de la formation

Tel que mentionné dans l'introduction, le présent rapport ne vise pas à fournir une évaluation officielle et ne tente pas d'évaluer les répercussions réelles de la formation. Il est toutefois utile, aux fins de la présente analyse, de tenir compte des réponses à la question de l'ECPIE sur la valeur perçue de la formation suivie par les chômeurs :

« Quel type de formation s'est révélé le PLUS utile pour trouver un emploi ou améliorer vos débouchés professionnels? »

La première colonne du tableau 9 présente les résultats de cette question. Elle indique plus précisément la proportion de chômeurs qui ont bénéficié d'une formation et qui ont répondu « oui » à la question énoncée plus haut concernant le type de formation reçue. La dernière colonne indique le taux de participation réelle des chômeurs à l'égard de chaque type de cours (tout comme au tableau 3).

Les résultats globaux montrent que 77,9 % des personnes qui ont participé à une formation pendant leur période de chômage estimaient qu'au moins un des cours avait été utile⁶⁴. Toutefois, on constate des écarts considérables entre les types de formation. Par exemple, même si 1 % des cours auxquels ont participé les chômeurs étaient liés aux mathématiques, très peu de répondants estimaient que leur cours les avait aidés à trouver un emploi. Dans le cas des cours en informatique, par contre, on a obtenu un résultat plus positif. Environ 8 % des chômeurs estimaient en effet que leur cours en informatique, correspondant à 11,1 % des cours suivis, s'était révélé utile. Les cours liés aux techniques de recherche d'emploi ont aussi obtenu un pourcentage élevé de réponses positives. Les meilleurs résultats sont liés aux cours s'inscrivant dans la catégorie « Formation professionnelle et technique », suivie de la catégorie « Autres ». Tel qu'indiqué au tableau 9, 31,4 % des cours pris par les chômeurs s'inscrivaient dans la catégorie « Formation professionnelle et technique », et 24,4 % des répondants estimaient que ces cours les avaient aidés à trouver un emploi ou à améliorer leurs débouchés professionnels.

Tableau 9
Valeur perçue de la formation
(en pourcentage)

Type de formation	Perçue comme utile	Participation réelle
Alphabétisation	0,6	1,1
Mathématiques	0,3	1,0
Informatique	8,3	11,1
Apprentissage d'une autre langue	2,6	4,3
Techniques de recherche d'emploi	7,1	10,0
Études secondaires	2,4	3,8
Études postsecondaires	11,5	17,3
Formation professionnelle et technique	24,4	31,4
Autres	20,6	26,8
Total	77,9	107,0
Source : ECIPIE		

9.6 Conclusions

La présente analyse indique que 13,5 % des chômeurs ont bénéficié d'une certaine formation lorsqu'ils étaient en chômage.

La formation dont ont bénéficié les chômeurs était très diversifiée.

- Même si le nombre médian d'heures par semaine consacrées à un cours était de dix, et que le cours durait six semaines, la moitié des chômeurs qui ont pris part à une formation étaient inscrits à un cours qui exigeait de 6 à 30 heures par semaine. De même, la moitié

⁶⁴ En réalité, le questionnaire de l'enquête est plus complexe que ne le laisse entendre le présent rapport. Tout d'abord, on invitait les répondants à dire si la formation qu'ils avaient suivie s'était révélée utile. S'ils répondaient par l'affirmative et qu'ils avaient pris part à plus d'un cours, on leur demandait lequel de ces cours avait été le plus utile. On remarquera aussi que les résultats ne correspondent pas exactement au total, en raison de problèmes liés à des valeurs manquantes.

des chômeurs qui ont pris part à une formation étaient inscrits à des cours qui duraient de 2 à 14 semaines.

- Environ 75,5 % des cours pris par les chômeurs étaient des cours de formation professionnelle et technique (31,4 %), des cours dispensés par des établissements postsecondaires (17,3 %) ou des cours s'inscrivant dans la catégorie « Autres » (26,8 %).

On constate aussi quelques écarts au chapitre de la participation à la formation.

- Le niveau de scolarité est un facteur clé, car une personne ayant fait des études postsecondaires était beaucoup plus susceptible de participer à une formation qu'une personne qui n'avait pas terminé ses études secondaires.
- Une proportion importante des répondants estimaient que les cours liés aux techniques de recherche d'emploi et à l'informatique s'étaient révélés utiles.
- Le lieu est aussi un facteur important. Les résidents des régions rurales étaient moins susceptibles de prendre part à une formation, et les chômeurs de la Colombie-Britannique étaient plus susceptibles de participer à une formation (écart de probabilité de 6 points de pourcentage) que ceux de la région de l'Atlantique.
- L'a.-e. peut être perçue comme un facteur qui favorise la participation à la formation.

Dans l'ensemble, environ 78 % des chômeurs qui ont bénéficié d'une formation pendant leur période de chômage estimaient que la formation obtenue avait été utile, mais le taux de satisfaction varie de façon considérable d'un type de formation à un autre.

Annexe : Ensemble des données de l'ECPIE

L'analyse effectuée dans le cadre de la présente étude s'appuyait sur les données recueillies dans le cadre de l'Enquête canadienne par panel sur l'interruption d'emploi. Cette enquête est menée par DRHC en vue de mieux comprendre la situation des chômeurs sur le marché du travail. L'enquête comportait une série de questions visant à examiner le recours à la formation après la perte d'emploi.

L'enquête était fondée sur un échantillon de personnes qui avaient récemment perdu leur emploi. Les données ont été liées aux données administratives de DRHC, de façon à pouvoir déterminer quels répondants avaient touché des prestations d'a.-e. et participé aux programmes. Les données utilisées aux fins de la présente enquête concernent des personnes qui avaient perdu leur emploi à un moment quelconque entre le troisième trimestre de 2001 et le deuxième trimestre de 2002.

Quelque 13 600 personnes ont été interrogées dans le cadre de cette enquête entre mai 2002 et février 2003.

10. Répartition des prestations hebdomadaires d'assurance-emploi : raisons qui expliquent les variations du taux de prestations de base

10.1 Sommaire

En vertu de la *Loi sur l'assurance-emploi* (a.-e.), le taux de prestations de *base* désigne le pourcentage de la rémunération hebdomadaire assurable moyenne auquel un prestataire a droit chaque semaine pendant la période de prestations. Ce droit, ou taux de prestations de base, représente 55 % de la rémunération hebdomadaire assurable moyenne, jusqu'à concurrence de 413 \$ par semaine. Selon la situation personnelle des prestataires, le taux de prestations *réel* (c'est-à-dire le montant des prestations d'a.-e. réellement versées) peut être plus élevé ou plus faible que le taux de prestations de base, mais il ne peut dépasser le paiement maximal de 413 \$.

Dans le présent rapport, on cherche à déterminer les raisons pour lesquelles le taux de prestations de certains prestataires est supérieur ou inférieur à 55 % de la rémunération hebdomadaire assurable moyenne. On a donc calculé les taux de prestations réels pour les comparer ensuite au taux de prestations de base. Divers aspects du régime d'a.-e. pouvant mener à des écarts par rapport au taux de prestations de base ont été examinés. On a également prêté attention aux prestataires qui ont atteint le maximum de la rémunération assurable (MRA) et examiné le rapport entre le salaire moyen dans l'industrie et le MRA.

Données et méthode

Le présent rapport de contrôle repose sur les données de l'Enquête canadienne par panel sur l'interruption d'emploi (ECPIE). Cette enquête recueille de nombreux renseignements personnels et autres renseignements liés à l'emploi auprès de personnes ayant connu une cessation d'emploi, laquelle est consignée dans le fichier administratif des Relevés d'emploi (RE) de *Développement des ressources humaines Canada (DRHC)*. Chaque participant à l'enquête a été interrogé deux fois à la suite de sa cessation d'emploi. La première entrevue a eu lieu moins d'un an après son départ, et la deuxième a été menée environ neuf mois après la première. Les données de l'ECPIE ont ensuite été reliées aux bases de données du profil vectoriel (PV) et du RE, afin d'obtenir des renseignements supplémentaires pour chaque demande.

Principales constatations

Tout au long de la période de prestations, on observe des variations dans le montant payé. Par conséquent, le présent rapport utilise les semaines comme unité d'analyse.

- Pour moins de la moitié (48 %) des semaines de prestations, les prestataires ont touché le taux de prestations de base, établi à 55 % de la rémunération hebdomadaire assurable moyenne.
- Pour environ 42 % des semaines de prestations, le montant des prestations versées était inférieur au taux de base, et pour 31 % des semaines, aucune prestation n'a été versée.
 - Ne pas remplir de déclaration dans une semaine donnée ou déclarer la rémunération d'un emploi à temps partiel comptent pour 71,7 % des raisons pour lesquelles le montant des prestations versées était inférieur au taux de prestations de base.
 - Pour 7,1 % des semaines de prestations, la règle du dénominateur était l'un des facteurs qui ont fait en sorte que les prestataires ont touché des prestations dont le montant était inférieur au taux de base.
- Pour un peu plus de 10 % des semaines de prestations, le montant des prestations versées était supérieur au taux de prestations de base.
 - Les prestataires qui ont touché des prestations dont le montant était supérieur au taux de base provenaient généralement de régions à taux de chômage élevé et avaient de faibles revenus.
 - Le versement du supplément au revenu familial ou la participation au projet des petites semaines comptent, ensemble, pour 77,9 % des principales raisons pour lesquelles le montant des prestations versées était plus élevé que le taux de base.
- Le pourcentage de prestataires au seuil du maximum de la rémunération assurable, établi à 39 000 \$, a augmenté de 1997 à 2001, passant de 22,1 % en 1997 à 26,9 % en 2001.
 - Les hommes étaient beaucoup plus susceptibles d'atteindre le maximum de la rémunération assurable. Les jeunes, les célibataires, les personnes ayant peu de scolarité, celles provenant des provinces de l'Atlantique et les employés du secteur tertiaire étaient nettement moins susceptibles d'atteindre le maximum de la rémunération assurable.
 - Le taux de croissance prévu de la rémunération hebdomadaire moyenne a montré que le seuil du maximum de la rémunération assurable serait dépassé dès 2006.

10.2 Introduction

En vertu de la *Loi sur l'assurance-emploi* (a.-e.)⁶⁵, le taux de prestations de *base*⁶⁶ désigne le pourcentage de la rémunération hebdomadaire assurable moyenne auquel un prestataire a droit chaque semaine pendant sa période de prestations. Ce droit, ou taux de prestations de base, représente 55 % de la rémunération hebdomadaire assurable moyenne, jusqu'à concurrence de 413 \$ par semaine.

Selon la situation personnelle des prestataires, le taux de prestations *réel* (c'est-à-dire le montant des prestations d'a.-e. réellement versées) peut être plus élevé ou plus faible que le taux de prestations de base, mais il ne peut dépasser le paiement maximal de 413 \$. Par exemple, un prestataire dont la rémunération hebdomadaire assurable moyenne est de 750 \$ aura un taux de prestations de base, ou droit hebdomadaire, de 412,50 \$ (750 \$ x 55 %). Si le prestataire a touché 405 \$ au cours d'une semaine de prestations, il a donc reçu 54 % de sa rémunération hebdomadaire assurable moyenne. Dans certains cas, les prestataires qui reçoivent le supplément au revenu familial peuvent recevoir jusqu'à 80 % de la rémunération hebdomadaire assurable moyenne.

Dans le présent rapport, on cherche à déterminer les raisons pour lesquelles certains prestataires reçoivent un taux de prestations supérieur ou inférieur à 55 % de la rémunération hebdomadaire assurable moyenne. On a donc calculé les taux de prestations réels pour les comparer ensuite aux taux de prestations de base. Divers aspects du régime d'a.-e. pouvant mener à des écarts par rapport au taux de prestations de base ont aussi été examinés.

On a également prêté attention aux prestataires qui ont atteint le maximum de la rémunération assurable (MRA) et examiné le rapport entre le salaire moyen dans l'industrie et le MRA.

La première partie de ce rapport fournit des renseignements sur les données et la méthode utilisées afin de mener l'analyse. La deuxième partie définit certaines caractéristiques de l'échantillon et traite de la principale raison qui mène aux écarts par rapport au taux de prestations de base. La partie suivante s'attache aux prestataires qui ont atteint le MRA, et examine le rapport entre le salaire moyen dans l'industrie et le MRA. Enfin, la dernière partie du rapport présente les conclusions.

10.3 Données et méthode

Le présent rapport de contrôle repose sur les données de l'Enquête canadienne par panel sur l'interruption d'emploi (ECPIE). Cette enquête recueille de nombreux renseignements personnels et autres renseignements liés à l'emploi auprès de personnes ayant connu une cessation d'emploi, laquelle est consignée dans le fichier administratif des Relevés d'emploi (RE) de *Développement des ressources humaines Canada (DRHC)*. Chaque participant à l'enquête a été interrogé deux fois à la suite de sa cessation d'emploi.

⁶⁵ Anciennement connue sous le nom de *Loi sur l'assurance-chômage*.

⁶⁶ Dans la documentation, le taux de prestations de base est également connu sous le nom de ratio de remplacement du revenu.

La première entrevue a eu lieu moins d'un an après son départ, et la deuxième a été menée environ neuf mois après la première. Les données de l'ECPIE ont ensuite été reliées aux bases de données du profil vectoriel (PV) et du RE, afin d'obtenir des renseignements supplémentaires pour chaque demande.

La base de données du PV est une base de données hebdomadaire, renfermant des données sur diverses caractéristiques des prestataires, les taux et la durée des prestations, ainsi qu'un rapport hebdomadaire des activités des prestataires au cours de leur période de prestations. Pour les besoins du présent rapport, l'information concernant le type et les montants des prestations, le nombre de semaines payées et les raisons pour lesquelles un prestataire a reçu des prestations partielles ou n'a touché aucune prestation, a été tirée de la base de données du PV.

La base de données des RE se fonde sur les RE des particuliers, document enregistré que les employeurs doivent remplir et remettre à chaque employé qui cesse de travailler pour eux. Le RE indique la durée de l'emploi, le nombre d'heures travaillées, le montant de la rémunération assurable et le motif de la cessation d'emploi. Le RE est le formulaire clé servant à l'établissement d'une période de prestations d'a.-e., car il permet de déterminer l'admissibilité aux prestations, ainsi que le montant des prestations et la durée de la période de prestations.

Depuis juillet 1996, l'ECPIE a recueilli des renseignements sur 19 cohortes différentes⁶⁷. Dans le cadre de la présente étude, seules les cohortes 21 à 27 seront utilisées. Les personnes faisant partie de ces cohortes ont connu une cessation d'emploi entre le troisième trimestre de 2000 et le premier trimestre de 2002.

Afin de réduire la complexité de l'analyse, seules les périodes de prestations qui ont débuté le 1^{er} octobre 2000 ou après cette date ont été retenues, puisque cette date est celle où la règle de l'intensité a cessé d'être appliquée. Outre cette restriction, il fallait également que des prestations aient été versées à la suite des demandes. Ces exigences ont fait en sorte que 7 927 demandes provenant de la base de données de l'ECPIE ont pu être étudiées.

En plus de ces restrictions, toutes les semaines comprises dans la période de carence n'ont pas été analysées. Ainsi, 15 512 semaines de prestations ont été éliminées, de sorte qu'on disposait de 258 802 semaines pour les 7 927 demandes. On définit une semaine de prestations comme étant une semaine au cours de la période de prestations. Cette définition comprend les semaines de prestations au cours desquelles un prestataire était inadmissible et les semaines où sa rémunération était répartie.

⁶⁷ Pour certains trimestres, aucune donnée n'a été recueillie. Même s'il existe 27 cohortes, on a seulement recueilli des renseignements sur 19 d'entre elles.

10.4 Caractéristiques de l'échantillon

La disposition législative associée au taux de prestations de base de l'a.-e., également connue sous le nom de taux de prestations hebdomadaires, a subi plusieurs modifications au cours des dix dernières années.

C'est la période au cours de laquelle les principales modifications ont eu lieu, soit à partir du 1^{er} octobre 2000, qui constitue le point de départ de toutes les analyses qui vont suivre. Le principal changement, qui est entré en vigueur à cette date, a été l'élimination de la règle de l'intensité⁶⁸. La disposition relative aux petites semaines qui, le 18 novembre 2001, est devenue une composante permanente du régime d'a.-e. à l'échelle nationale, constitue un autre changement d'importance.

Le tableau 1 donne un aperçu des taux de prestations réels selon le type de prestations reçues.

Tableau 1				
Répartition des semaines de prestations de la population de l'ECPIE, selon le type de prestations (en pourcentage)				
	Total	Aucun écart	Supérieur au taux de base	Inférieur au taux de base
Tous les types de prestations	100,0	48,0	10,4	41,6
Semaines inconnues ou nulles	16,6	0,0	0,0	39,8
Régulières	59,8	66,9	58,7	51,7
De maladie	3,9	5,8	4,0	1,7
De maternité	4,9	8,2	7,1	0,5
De Travail partagé	1,6	0,0	0,0	3,8
De formation	2,9	4,0	5,4	1,1
Parentales — garde d'enfants	9,4	14,3	20,2	1,1
Autres	1,0	0,8	4,6	0,3

Source : ECPIE, du troisième trimestre de 2000 au premier trimestre de 2002.

Pour près de la moitié (48 %) des semaines de prestations versées, les prestataires ont reçu 55 % de leur rémunération hebdomadaire assurable moyenne. Pour un peu plus de 10 % des semaines, le montant des prestations versées était supérieur au taux de prestations de base, tandis que pour environ 42 % des semaines, les prestataires ont touché des prestations dont le montant était inférieur au taux de base.

⁶⁸ En vertu de la règle de l'intensité, le taux de prestations était réduit de 1 % à toutes les 20 semaines de prestations régulières demandées depuis le 30 juin 1996. On pouvait réduire le taux jusqu'à 5 % si le prestataire avait reçu plus de 100 semaines de prestations en cinq ans.

La plupart (59,8 %) des semaines pendant lesquelles des prestations ont été versées concernaient des prestations régulières. Près de 17 % des semaines de prestations étaient classées comme « inconnues » ou « nulles »⁶⁹. La principale raison susceptible d'expliquer cette situation serait que le prestataire a omis de se présenter à un agent d'a.-e. pour les semaines en question, perdant ainsi toutes les prestations pour cette période⁷⁰. Le reste des semaines de prestations est surtout constitué de prestations parentales (garde d'enfants), de maternité, de maladie, de formation et de Travail partagé. Les autres types de prestations⁷¹ comptent pour environ 1 % des semaines pendant lesquelles des prestations ont été versées.

Parmi les semaines de prestations pour lesquelles des prestataires ont reçu un montant supérieur au taux de base, un pourcentage assez élevé de demandes concernait des prestations de maternité, de formation, parentales (garde d'enfants) ou autres. Dans les cas où les prestataires ont touché des prestations dont le montant était inférieur au taux de base dans une semaine donnée, un pourcentage assez élevé de demandes concernait les semaines inconnues ou nulles ou des prestations de Travail partagé.

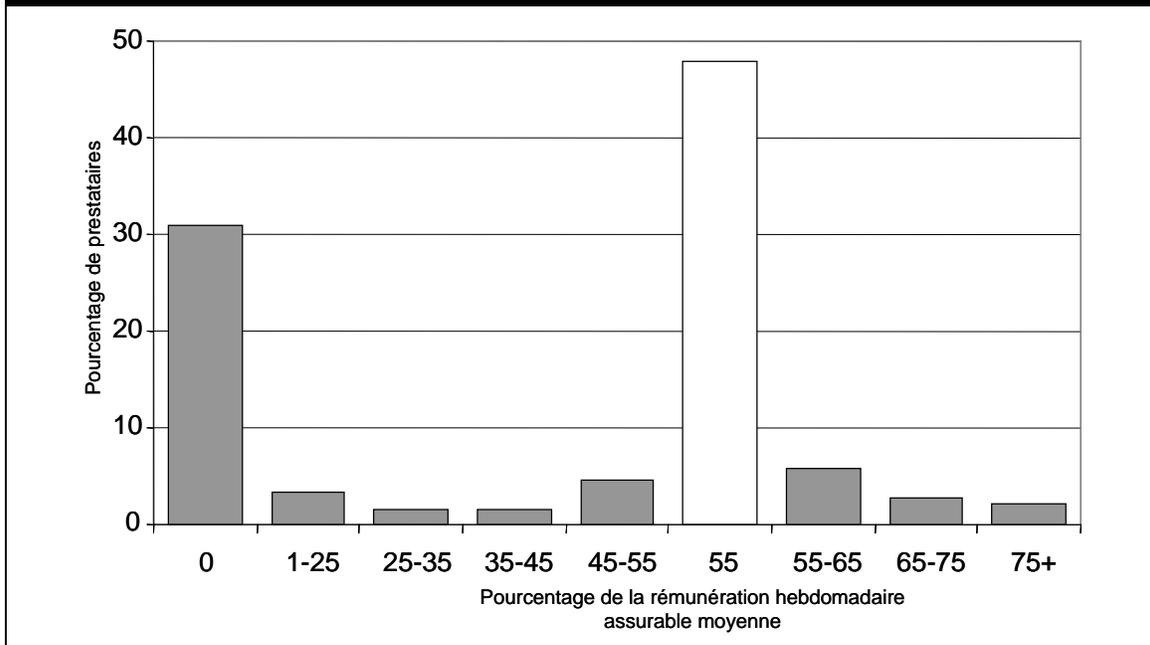
La figure 1 donne une illustration graphique des taux de prestations réels, comparés au taux de prestations de base. On considère qu'un prestataire qui a reçu exactement ce à quoi il avait droit a obtenu 55 % de sa rémunération hebdomadaire assurable moyenne. De même, on considère que les prestataires qui ont obtenu un taux supérieur ou inférieur au taux de base ont reçu respectivement plus ou moins que 55 % de leur rémunération hebdomadaire assurable moyenne.

⁶⁹ Une semaine nulle est une semaine pendant laquelle un prestataire n'a pas produit de déclaration. Les périodes de prestations déjà établies, mais pour lesquelles un prestataire n'a jamais reçu de prestations, ne sont pas comprises dans le présent rapport.

⁷⁰ Pour toutes les semaines classées comme « inconnues » ou « nulles », aucune prestation n'a été versée.

⁷¹ Les autres types de prestation comprennent : les prestations de pêcheur estival, les prestations de création d'emplois, les prestations parentales (adoption), l'Aide au travail indépendant et les prestations de soutien du revenu versées en vertu de la partie II de la *Loi sur l'assurance-emploi*.

Figure 1
Répartition des taux de prestations réels



Les taux de prestations réels semblent être répartis de façon bimodale, en raison d'un mode à 55 % de la rémunération hebdomadaire assurable moyenne et d'un autre mode à 0 %. Toutefois, de nombreuses demandes de la dernière catégorie sont nulles. Si on ignore les demandes nulles, il en résulte une répartition assez symétrique.

Les prestataires qui ont reçu exactement 55 % de leur rémunération hebdomadaire assurable moyenne⁷² représentaient le plus grand groupe de prestataires. Comme le montre le tableau 1, 48 % des prestataires avaient un taux de prestations réel égal à leur taux de prestations de base. La plupart (89,6 %) des prestataires ont reçu le taux de prestations de base ou un montant inférieur à celui-ci.

Le tableau 2 ci-dessous présente la répartition de certaines caractéristiques des demandes de prestations tirées de l'échantillon. La première colonne représente l'échantillon complet. La deuxième colonne comprend seulement les semaines de prestations pour lesquelles on n'observe aucune différence entre le taux de prestations de base et le taux de prestations réel. Les troisième et quatrième colonnes représentent les semaines au cours desquelles le montant des prestations versées aux prestataires était respectivement plus élevé ou moins élevé que le taux de base.

⁷² Représentés par la colonne blanche dans la figure 1.

Tableau 2
Répartition de certaines caractéristiques de la population de l'ECPIE
(en pourcentage)

	Total	Aucun Écart	Supérieur au taux de base	Inférieur au taux de base
Sexe				
Féminin	44,6	50,3	15,4	34,3
Masculin	55,4	46,2	6,4	47,5
Âge				
Jeunes (15 à 24 ans)	11,3	44,5	17,3	38,2
Dans la force de l'âge (25 à 54 ans)	77,7	48,4	10,1	41,5
Âgés (55 ans et plus)	11,0	49,1	5,3	45,6
Type de famille				
Célibataire, avec des enfants	8,1	35,8	30,9	33,3
Célibataire sans enfants	25,5	47,9	6,9	45,2
Personne mariée, avec des enfants	36,8	52,7	12,7	34,6
Personne mariée sans enfants	29,2	45,6	4,8	49,6
Scolarité				
Études secondaires non terminées	25,2	41,8	12,5	45,7
Études secondaires	27,4	46,1	10,3	43,6
Études postsecondaires	44,6	52,9	9,4	37,7
Autres	2,4	43,9	8,2	47,8
Région				
Atlantique	15,7	41,4	15,3	43,3
Québec	32,3	43,2	9,2	47,6
Ontario	28,1	51,3	10,5	38,2
Prairies	11,4	57,6	8,0	34,3
Colombie-Britannique	12,5	52,7	9,1	38,3
Secteur d'activité				
Primaire	7,6	45,4	7,9	46,7
Fabrication	22,8	41,1	9,1	49,9
Construction	14,1	46,9	3,7	49,4
Services	52,5	51,3	13,2	35,5
Gouvernement	3,0	55,2	9,1	35,7

Source : ECPIE, du troisième trimestre de 2000 au premier trimestre de 2002.

Un plus grand pourcentage de femmes ont reçu un taux supérieur au taux de prestations de base par rapport aux hommes (15,4 % c. 6,4 %). Les jeunes prestataires d'a.-e. étaient également plus susceptibles de recevoir un taux supérieur au taux de prestations de base (17,3 % c. 10,1 % et 5,3 % respectivement pour les travailleurs dans la force de l'âge et les travailleurs âgés). Parmi les autres groupes qui étaient plus susceptibles de recevoir un montant supérieur au taux de prestations de base, on compte les prestataires ayant des enfants, ceux qui n'avaient pas terminé leurs études secondaires, ceux qui provenaient de la région de l'Atlantique et les employés du secteur des services.

Les prestataires de la région de l'Atlantique étaient de loin les plus susceptibles de participer à l'Initiative des petites semaines, puisque 18 % de toutes les semaines de prestations étaient assujetties aux rajustements du taux de prestations de base prévus par cette disposition⁷³. Par comparaison, seulement 1,9 % des semaines pendant lesquelles des prestations ont été versées dans la région des Prairies étaient touchées par la disposition relative aux petites semaines. Cet écart important dans le pourcentage des semaines de prestations touchées par l'Initiative des petites semaines, permet d'expliquer pourquoi un plus grand nombre de prestataires dans les provinces de l'Atlantique ont bénéficié d'un taux supérieur au taux de prestations de base.

Le tableau 3 présente la répartition de certaines caractéristiques des types d'emploi et de prestations.

Tableau 3				
Répartition des caractéristiques des types d'emploi et de prestations de la population de l'ECPIE (en pourcentage)				
	Total	Aucun écart	Supérieur au taux de base	Inférieur au taux de base
Caractéristiques de l'emploi				
Permanent	62,9	51,0	10,1	38,9
Temporaire	9,8	40,0	10,3	49,7
Saisonnier	18,3	42,3	11,2	46,5
Contractuel	5,7	48,8	10,1	41,0
Travailleur syndiqué	32,4	44,3	5,5	50,1
Type de prestations				
Régulières	59,8	53,8	10,2	36,0
De maladie	3,9	71,3	10,6	18,0
De maternité	4,9	81,0	15,1	3,9
De Travail partagé	1,6	0,0	0,0	100,0
De formation	2,9	65,5	18,8	15,7
Parentales – garde d'enfants	9,4	72,8	22,3	4,9
Autres	1,0	38,2	47,9	13,9

Source : ECPIE, du troisième trimestre de 2000 au premier trimestre de 2002.

Les travailleurs temporaires et les employés syndiqués étaient plus susceptibles de recevoir un taux de prestations réel moindre que celui auquel ils avaient droit.

Les taux de prestations réels ont également fluctué selon le type de prestations versées. Par exemple, les prestataires qui ont reçu au moins une semaine de prestations de Travail partagé ont toujours eu un taux inférieur au taux de base. Les prestataires qui ont reçu des prestations de maternité, de formation ou parentales (garde d'enfants) étaient beaucoup plus susceptibles de recevoir un montant plus élevé que celui auquel ils avaient droit.

⁷³ Pour obtenir plus de renseignements sur l'Initiative des petites semaines, voir la section intitulée « Raisons qui expliquent les variations du taux de base des prestations ».

Pour environ 48 % des semaines où les prestations étaient classées sous « autres », les prestataires ont reçu un montant supérieur au taux de prestations de base. La principale raison de ce pourcentage élevé s'explique par les effets des prestations de création d'emplois, versées en vertu de la partie I et de la partie II de la *Loi sur l'assurance-emploi*, qui ont fait en sorte que pratiquement tous les prestataires ont touché des prestations dont le montant était supérieur au taux de base.

Le tableau 4 montre la répartition et la valeur moyenne d'autres caractéristiques de la population de l'ECPIE.

Tableau 4				
Répartition de certaines autres caractéristiques de la population de l'ECPIE				
	Total	Aucun écart	Supérieur au taux de base	Inférieur au taux de base
Rémunération assurable	13 570 \$	14 440 \$	8 749 \$	13 768 \$
Taux de chômage	9,3 %	8,8 %	10,1 %	9,7 %
Semaines consécutives de chômage	37,9	50,3	55,2	19,2
Conjoint ou conjointe qui travaille	47,1 %	52,0 %	8,1 %	39,9 %
Supplément au revenu familial	8,0 %	10,9 %	61,5 %	27,6 %
Déclaration de la rémunération pour un travail à temps partiel	35,0 %	33,2 %	9,5 %	57,2 %
Prestataire touché par la règle du dénominateur	5,9 %	0,4 %	16,6 %	83,0 %
Participant à l'Initiative des petites semaines	8,2 %	1,6 %	52,2 %	46,2 %
Règle du dénominateur et participant à l'Initiative des petites semaines	1,7 %	0,8 %	38,4 %	60,8 %

Source : ECPIE, du troisième trimestre de 2000 au premier trimestre de 2002.

Les prestataires qui ont reçu un montant supérieur au taux de prestations de base avaient la rémunération assurable la moins élevée. Ils étaient également plus susceptibles de provenir de régions à taux de chômage élevé et d'avoir plus de semaines consécutives de chômage. Toutefois, ils étaient moins susceptibles d'avoir un conjoint ou une conjointe qui travaille.

Les semaines pour lesquelles les prestataires ont reçu le supplément au revenu familial ont habituellement (61,5 % du temps) donné un taux de prestations réel plus élevé que le taux de prestations de base. Il en est de même pour les semaines de prestations touchées par la disposition relative aux petites semaines. Toutefois, dans les deux cas, d'autres facteurs pouvaient contribuer à réduire le taux de prestations réel, au point où celui-ci pouvait même être inférieur au taux de prestations de base. Certains de ces facteurs sont analysés dans la section suivante, notamment les prestataires touchés par la règle du dénominateur et ceux qui travaillaient à temps partiel.

10.5 Raisons qui expliquent les variations du taux de base pour des prestations

Dans la présente partie, on examine les semaines de prestations pendant lesquelles le taux de prestations réel était plus élevé ou plus faible que le taux de prestations de base, en tentant de déterminer la raison exacte pour laquelle le montant des prestations versées au cours d'une semaine particulière était supérieur ou inférieur à ce taux. Dans certains cas, cette situation était attribuable à plusieurs facteurs.

10.5.1 Taux supérieur au taux de prestations de base

Le tableau 5 permet d'examiner les raisons exactes pour lesquelles un prestataire a reçu un montant supérieur au taux de prestations de base dans une semaine donnée au cours de sa période de prestations. Les deux principales raisons qui expliquent cette situation se rapportent au supplément au revenu familial (42 %) ou à l'Initiative des petites semaines (35,9 %).

Tableau 5 Raisons du versement de prestations dont le montant était supérieur au taux de prestations de base (en pourcentage)	
Raison	Proportion
Bénéficiaire du supplément au revenu familial	42,0
Participant à l'Initiative des petites semaines	35,9
Bénéficiaire de prestations de création d'emplois	1,1
Bénéficiaire de la partie II de la <i>Loi sur l'assurance-emploi</i> (formation)	0,8
Bénéficiaire de la partie II de la <i>Loi sur l'assurance-emploi</i> (création d'emplois)	0,9
Bénéficiaire de la partie II de la <i>Loi sur l'assurance-emploi</i> (ATI)	0,9
Combinaison de différents facteurs mentionnés ci-dessus	5,6
Autres raisons	13,0

Source : ECPIE, du troisième trimestre de 2000 au premier trimestre de 2002.

Le supplément au revenu familial est une mesure de l'a.-e. qui fournit des prestations supplémentaires aux familles à faible revenu qui ont des enfants. Si le prestataire d'a.-e. ou son conjoint reçoit la Prestation fiscale canadienne pour enfants (PFCE), programme administré par l'Agence des douanes et du revenu du Canada (ADRC), il est donc admissible au supplément au revenu familial, qui s'ajoute au revenu familial net, lequel ne doit pas dépasser 25 921 \$ par année.

Le calcul du taux du supplément au revenu familial se fonde non seulement sur le revenu familial net du prestataire, jusqu'à un maximum de 25 921 \$, mais également sur le nombre d'enfants dans la famille ainsi que leur âge. Depuis le début de 2000, le supplément au revenu familial maximal ne peut excéder 25 % de la rémunération hebdomadaire assurable moyenne du prestataire. Associé à l'a.-e., le taux de prestations réel ne peut dépasser 80 % de la rémunération hebdomadaire assurable moyenne,

le supplément au revenu familial n'étant pas versé au-delà du taux hebdomadaire maximal d'a.-e. de 413 \$.

Dans le cadre de l'Initiative des petites semaines, deux situations peuvent survenir :

- les petites semaines de rémunération (150 \$ ou moins) qui ne sont pas obligées de respecter le dénominateur minimal des régions sont exclues;
- dans le cas des prestataires qui n'ont pas assez de semaines complètes de travail pour atteindre le dénominateur minimal des régions, les petites semaines de travail dont la rémunération est la plus élevée sont prises en compte afin d'augmenter le nombre de semaines et de respecter le dénominateur minimal des régions⁷⁴.

Dans la première situation, l'exclusion signifie que la rémunération des petites semaines qui n'atteint pas le dénominateur minimal ne sera pas incluse dans le calcul des prestations. Toutefois, on tiendra toujours compte des petites semaines pour déterminer l'admissibilité aux prestations et leur durée. Le tableau 6 fournit l'exemple d'un prestataire d'une région où le dénominateur minimal est de 16.

Tableau 6			
Comparaison des taux de prestations de base supérieurs au dénominateur minimal			
Semaine	Rémunération	Rémunération et Initiative des petites semaines	Rémunération sans l'Initiative des petites semaines
1	700 \$	700 \$	700 \$
2	700 \$	700 \$	700 \$
...
16	700 \$	700 \$	700 \$
17	700 \$	700 \$	700 \$
18	140 \$	0 \$	140 \$
19	140 \$	0 \$	140 \$
20	140 \$	0 \$	140 \$
21	140 \$	0 \$	140 \$
22	140 \$	0 \$	140 \$
TOTAL	12 600 \$	11 900 \$	12 600 \$
Taux de base des prestations (12 600 \$/22 semaines* 55 %)		315 \$	315 \$
Taux de base des prestations (tient compte des petites semaines) (11 900 \$/17 semaines * 55 %)		385 \$	315 \$
Remarque : Pour une région dont le dénominateur minimal est de 16.			

⁷⁴ D'avril 1997 à novembre 1998, le « regroupement » des petites semaines était facultatif. Il consolidait les petites semaines avec les semaines dont la rémunération était supérieure avant le processus d'établissement de la moyenne. En novembre 1998, le regroupement des petites semaines a été éliminé.

Dans le cadre de l'Initiative des petites semaines, un prestataire peut enlever les cinq petites semaines de rémunération (140 \$) afin d'augmenter sa rémunération hebdomadaire assurable moyenne. Cela a pour effet d'accroître le taux de prestations de base, qui passe de 315 \$ à 385 \$, et la durée de la période de prestations demeure la même. Si aucun autre facteur n'augmente ou ne diminue le taux de prestations réel, un prestataire recevra 385 \$ par semaine.

Pour mesurer l'effet de l'Initiative des petites semaines sur les taux de prestations, on doit comparer le paiement de 385 \$ au montant que le prestataire aurait reçu en l'absence de cette initiative. Par conséquent, le paiement de 385 \$ représente le pourcentage réel du taux de prestations (PRTP), soit 67,2 %⁷⁵ et non pas 55 %.

Dans la deuxième situation, si le nombre de semaines régulières est moindre que le dénominateur minimal de la région, seules les meilleures petites semaines permettant d'augmenter le nombre de semaines pour satisfaire au critère du dénominateur minimal sont prises en compte, la rémunération des autres petites semaines étant exclue du calcul. Le tableau 7 donne un exemple de la façon de calculer le taux de prestations de base dans ce cas.

Tableau 7			
Comparaison des taux de prestations de base inférieurs au dénominateur minimal			
Semaine	Rémunération	Rémunération et Initiative des petites semaines	Rémunération sans l'Initiative des petites semaines
1	400 \$	400 \$	400 \$
2	400 \$	400 \$	400 \$
...
11	400 \$	400 \$	400 \$
12	400 \$	400 \$	400 \$
13	140 \$	140 \$	0 \$
14	125 \$	125 \$	0 \$
TOTAL	5 065 \$	5 065 \$	4 800 \$
Taux de prestations de base (4 800 \$/14 semaines* 55 %)		189 \$	189 \$
Taux de prestations de base (tient compte des petites semaines) (5 065 \$/14 semaines* 55 %)		199 \$	189 \$
Remarque : Taux de chômage supérieur à 13 %.			

⁷⁵ 385 \$ = 12 600 \$/22 semaines* PRTP.

Comme le montre le tableau 7, le taux de prestations de base est plus élevé pour les participants à l'Initiative des petites semaines puisqu'elles ont été prises en compte⁷⁶. Toutefois, lorsqu'on calcule les taux réels des prestations reçues (pourcentage de la rémunération hebdomadaire assurable moyenne), on se sert du taux de prestations de base non rajusté pour établir la comparaison. Par exemple, si le même participant à l'Initiative des petites semaines reçoit 199 \$ pour toute semaine de prestations donnée, le pourcentage réel du taux de prestations sera de 58 %⁷⁷, et non pas de 55 %.

Ensemble, ces deux raisons (toucher le supplément au revenu familial ou participer à l'Initiative des petites semaines) comptent pour 77,9 % des raisons possibles.

D'autres raisons que celles énumérées au tableau 5 expliquent les semaines de prestations supplémentaires (13 %) pour lesquelles le taux de prestations réel était plus élevé que le taux de prestations de base. Les autres raisons mentionnées étaient les suivantes : être bénéficiaire de prestations de création d'emplois, être bénéficiaire de prestations de soutien au revenu en vertu de la partie II de la *Loi sur l'assurance-emploi*, ou un ensemble des raisons énumérées (sauf les « autres raisons »).

10.5.2 Taux inférieur au taux de prestations de base

Le tableau 8 indique les raisons pour lesquelles un prestataire a reçu un montant inférieur au taux de prestations de base dans une semaine donnée au cours de la période de prestations.

Tableau 8 Raisons du versement de prestations dont le montant était inférieur au taux de prestations de base (en pourcentage)	
Raison	Proportion
Touché par la règle du dénominateur	7,1
Bénéficiaire de prestations de Travail partagé	3,7
Exclusion ou inadmissibilité	1,0
Aucune déclaration donnée (semaine nulle)	40,1
Recouvrement d'un trop-payé précédent	1,5
Déclaration de la rémunération pour un emploi à temps partiel	31,6
Reçoit un paiement ¹	5,9
Rémunération déclarée pendant le délai de carence	2,5
Combinaison de plusieurs facteurs énumérés ci-dessus	4,7
Autres raisons	1,9
Source : ECPIE, du troisième trimestre de 2000 au premier trimestre de 2002.	
1. Assurance-salaire, revenu de pension, rémunération inscrite d'avance, paye de vacances, indemnisation des accidentés du travail, indemnité de départ.	

⁷⁶ Pour faciliter la compréhension, on n'a pas tenu compte de l'effet de la règle du dénominateur sur le taux de prestations de base.

⁷⁷ 199 \$ = 4 800 \$/14 semaines* PRTP.

Le versement de prestations dont le montant était inférieur au taux de base, pour un peu plus de 40 % des semaines de prestations, était attribuable au fait que le prestataire n'avait pas rempli de déclaration pour une semaine donnée. Un travail à temps plein ou un séjour à l'étranger sont au nombre des raisons pouvant expliquer pourquoi il n'a pas rempli de déclaration.

Le travail pendant une période de prestations (déclaration de la rémunération d'un emploi à temps partiel) compte pour 31,6 % des raisons qui expliquent pourquoi un prestataire a reçu un montant inférieur au taux de prestations de base. La *Loi sur l'assurance-emploi* permet aux prestataires réguliers de gagner chaque semaine jusqu'à 25 % de leur taux de prestations hebdomadaires, ou 50 \$ (selon le montant le plus élevé), sans que la rémunération ne réduise les prestations versées pendant les semaines de chômage. Tous les gains qui dépassent la limite permise sont déduits intégralement du taux de prestations hebdomadaires.

Pour un autre 7,1 % des semaines, les prestataires ont touché un taux de prestations réel inférieur au taux de prestations de base en raison de la règle du dénominateur. En l'absence de cette règle, un prestataire ayant travaillé 12 semaines dans une région à fort taux de chômage aurait eu un taux de prestations de base correspondant à 55 % de sa rémunération hebdomadaire assurable moyenne, divisé par le nombre de semaines de travail. Or, en vertu de la règle du dénominateur, le taux de prestations de base du même prestataire se fondait sur le dénominateur minimal (14) dans une région à fort taux de chômage. La règle du dénominateur a donc pour effet de réduire le montant des paiements de prestations réels.

Par exemple, dans une région où le taux de chômage était supérieur à 13 %, deux personnes admissibles à l'assurance-emploi et gagnant le même salaire hebdomadaire (p. ex., 500 \$) auraient très bien pu recevoir des prestations hebdomadaires d'a.-e. dont le montant était différent. Si un des prestataires avait travaillé 12 semaines au cours des 26 semaines précédentes, et que le second avait travaillé 14 semaines, le premier aurait reçu 235,71 \$, et l'autre, 275 \$⁷⁸. La règle du dénominateur change donc le nombre de semaines à diviser (le dénominateur) servant au calcul du taux de prestations de base.

Parmi les autres principales raisons qui expliquent pourquoi un prestataire a reçu un montant inférieur au taux de prestations de base, mentionnons : le versement d'un paiement (5,9 %), le versement de prestations de Travail partagé (3,7 %), la déclaration de gains pendant la période de carence (2,5 %), la récupération de trop-payés précédents (1,5 %), ainsi que l'exclusion ou l'inadmissibilité (1 %). Toute combinaison des huit raisons mentionnées ci-dessus compte pour 4,7 % des raisons, les « autres raisons » comptant pour 1,9 %.

⁷⁸ Le prestataire comptant 12 semaines de rémunération assurable aurait reçu : 12 semaines * 500 \$ par semaine / 14 semaines * 55 % = 235,71 \$. Le prestataire comptant 14 semaines de rémunération assurable aurait reçu : 14 semaines * 500 \$ par semaine / 14 semaines * 55 % = 275 \$.

10.6 Maximum de la rémunération assurable

En vertu de l'article 4 de la *Loi sur l'assurance-emploi*, le maximum de la rémunération assurable (MRA) par année était de 39 000 \$ de 1996 à 2001. Tous les prestataires qui gagnaient 39 000 \$ ou plus avaient droit au taux de prestations de base de 413 \$ par semaine, en tenant pour acquis qu'aucun autre facteur ne pouvait changer ce montant hebdomadaire.

Le tableau 9 permet d'examiner le pourcentage de prestataires qui ont atteint le MRA (estimation d'après le nombre de prestataires dont le taux de prestations de base était de 413 \$ par semaine) de 1997 à 2001⁷⁹.

Taux de base	1997	1998	1999	2000	2001
De 413 \$	22,1	20,7	18,5	24,3	26,9
De 300 \$ à 412 \$	21,1	22,1	20,4	23,6	21,9
De 200 \$ à 299 \$	26,4	31,6	27,1	29,6	30,4
De 100 \$ à 199 \$	27,6	24,0	32,2	20,3	19,5
De 1 \$ à 99 \$	2,8	1,7	1,8	2,2	1,2
Moyenne	276,69 \$	282,61 \$	267,03 \$	291,22 \$	295,37 \$

Source: ECPIE, 1997 à 2001 (troisièmes trimestres seulement)

Au cours de cette période de cinq ans, le pourcentage de prestataires d'a.-e. qui ont touché le taux de prestations de base maximal de 413 \$, est passé de 22,1 % en 1997 à 26,9 % en 2001. Ces chiffres représentent une augmentation de 21,7 % au cours de cette période⁸⁰. Le taux de prestations de base moyen a également augmenté de 1997 à 2001, passant de 276,69 \$ en 1997 à 295,37 \$ en 2001⁸¹. À coup sûr, cette tendance à la hausse était en partie attribuable à l'inflation.

Le tableau 10 présente le profil des prestataires d'a.-e. qui ont atteint le MRA⁸² et de ceux qui ne l'ont pas atteint. On peut observer quelques écarts notables dans la répartition.

Les hommes étaient beaucoup plus susceptibles d'atteindre le MRA que les femmes, puisque plus de 74 % des prestataires qui ont atteint le MRA étaient des hommes. À l'inverse, les jeunes, les célibataires et ceux qui avaient une faible scolarité étaient moins susceptibles d'atteindre le MRA.

⁷⁹ Pour chaque année, on utilise seulement le troisième trimestre en raison de la limitation des données de l'ECPIE.

⁸⁰ La période allant de 1997 à 2001 a été retenue, parce qu'il s'agissait de la période postérieure à la réforme de l'a.-e. pendant laquelle le taux de prestations de base était de 55 % de la rémunération hebdomadaire assurable moyenne. Quelques prestataires de l'échantillon de 1995 (troisième trimestre) avaient un taux de prestations de base correspondant à 60 % de la rémunération hebdomadaire assurable moyenne, même si le changement ramenant ce taux à 55 % est survenu en juillet 1994.

⁸¹ Des chiffres semblables, consignés dans le *Rapport de contrôle et d'évaluation 2003*, ont été tirés de la publication de Statistique Canada intitulée, *Emploi, gains et durée de travail*, n° de catalogue : 72-002-XIB.

⁸² Selon le taux de prestations de base.

Selon les régions, les prestataires des provinces de l'Atlantique et du Québec étaient beaucoup moins susceptibles d'atteindre le MRA, tandis que les prestataires de l'Ontario et de la Colombie-Britannique étaient plus susceptibles de l'atteindre.

D'une part, les prestataires des industries primaires, manufacturières et de la construction étaient plus susceptibles d'atteindre le MRA. D'autre part, les prestataires du secteur des services étaient beaucoup moins susceptibles de l'atteindre.

Tableau 10			
Répartition de certaines caractéristiques des prestataires qui ont atteint le MRA (en pourcentage)			
	Total	Ont atteint le MRA	N'ont pas atteint le MRA
Sexe			
Féminin	47,7	25,6	53,1
Masculin	52,2	74,2	46,8
Âge			
Jeunes (15 à 24 ans)	11,2	3,4	13,0
Dans la force de l'âge (25 à 54 ans)	78,7	84,5	77,3
Âgés (55 ans et plus)	10,1	12,2	9,6
Famille			
Célibataire, avec des enfants	7,2	5,1	7,7
Célibataire sans enfants	28,4	20,3	30,3
Personne mariée, avec des enfants	34,9	41,5	33,3
Personne mariée sans enfants	29,4	32,8	28,5
Scolarité			
Études secondaires non terminées	25,0	22,3	25,7
Études secondaires	27,4	22,8	28,5
Études postsecondaires	45,0	52,2	43,3
Autres	2,2	2,3	2,2
Région			
Atlantique	13,6	8,4	14,9
Québec	31,2	27,6	32,1
Ontario	28,8	35,0	27,3
Prairies	13,3	13,0	13,4
Colombie-Britannique	13,1	16,1	12,4
Secteur d'activité			
Primaire	6,7	9,4	6,0
Fabrication	19,8	23,5	18,8
Construction	12,2	23,1	9,6
Services	57,2	40,2	61,3
Gouvernement	4,1	3,8	4,2

Source : ECPIE, du troisième trimestre de 1995 au quatrième trimestre de 1997, troisième trimestre de 1998, troisième trimestre de 1999, et du troisième trimestre de 2000 au quatrième trimestre de 2001.

Le projet de loi C-2, sanctionné le 10 mai 2001, prévoyait une formule pour le calcul du MRA à partir de l'année 2002. L'article 4 de la *Loi sur l'assurance-emploi* stipule que le maximum restera fixé à 39 000 \$ jusqu'à ce que la valeur de la rémunération hebdomadaire moyenne calculée atteigne ce seuil⁸³. Compte tenu de cela, la présente section examine le rapport entre le salaire moyen dans l'industrie et le MRA, afin de déterminer à quel rythme l'écart s'amenuise et en quelle année le salaire moyen dans l'industrie devrait dépasser le MRA.

En date du 30 juin 2002, la rémunération hebdomadaire moyenne, calculée sur 12 mois, s'établissait à 671,56 \$; replacée dans un contexte annuel, elle correspondait à une rémunération annuelle moyenne de 34 921 \$ pour l'année 2002⁸⁴. Le tableau 11 fournit les prévisions du Conference Board du Canada en ce qui a trait à la rémunération annuelle moyenne, prévisions qui se fondent sur le taux de croissance prévu des gains horaires moyens d'un particulier occupant un emploi non agricole⁸⁵.

Tableau 11		
Prévisions de la rémunération annuelle moyenne		
Année	Rémunération annuelle moyenne	Taux de croissance (%)
2002	34 921 \$	1,9
2003 ^P	35 340 \$	1,2
2004 ^P	36 683 \$	3,8
2005 ^e	38 077 \$	3,8
2006 ^e	39 524 \$	3,8

Remarque : ^P correspond à prévision; ^e signifie extrapolation des prévisions de 2004.

Source : Canadian Outlook Summer 2003 Economic Forecast, Conference Board du Canada.

On s'attend à ce que la rémunération hebdomadaire moyenne dépasse le seuil du MRA en 2006, lequel est fixé à 39 000 \$, si l'on tient compte des taux de croissance prévus et de l'extrapolation du taux de croissance prévu de 2004 pour les années 2005 et 2006.

Depuis 1992, le taux de croissance annuel moyen de la rémunération hebdomadaire moyenne est de 1,9 %. Si l'on tient pour acquis que le taux de croissance se maintiendra, le seuil du MRA sera dépassé en 2008. Le tableau 12 présente un résumé des taux de croissance annuels prévus, et indique l'année au cours de laquelle le seuil du MRA de 39 000 \$ sera dépassé.

⁸³ Rapport sur le maximum de la rémunération annuelle assurable pour 2003, DRHC.

⁸⁴ Le calcul annuel du MRA pour l'année 2002 se fonde sur la rémunération hebdomadaire moyenne, calculée sur 12 mois, du 1^{er} juillet 2001 au 30 juin 2002. Tous les calculs annuels sont faits de cette façon.

⁸⁵ Les gains horaires moyens d'un particulier qui occupe un emploi non agricole représentent la moyenne pondérée des salaires hebdomadaires moyens des autres industries primaires, manufacturières, de la construction et des services, divisée par les heures de travail hebdomadaires moyennes correspondantes. Les facteurs de pondération employés correspondent à la proportion de tous les emplois non agricoles de chaque industrie.

Tableau 12 Dépassement prévu du seuil du MRA fixé à 39 000 \$	
Taux de croissance (%)	Dépassement du seuil du MRA
1,4 à 1,5	2010
1,6 à 1,8	2009
1,9 à 2,3	2008
2,4 à 3,1	2007
3,2 à 4,6	2006
Remarque : Le taux de croissance représente le taux de croissance annuel de la rémunération hebdomadaire moyenne.	

Le tableau 12 montre les écarts considérables entre les taux de croissance prévus. Selon les taux prévus au tableau 12, le seuil du MRA sera dépassé dès 2006 ou au plus tard en 2010.

10.7 Conclusions

Dans la première partie du présent document, on a étudié certaines caractéristiques démographiques et liées à l'emploi concernant les prestataires d'a.-e. Les résultats de l'ECPIE ont révélé que pour 48 % des semaines de prestations, les prestataires ont reçu 55 % de la rémunération hebdomadaire assurable moyenne, soit le taux de prestations de base. Pour environ 42 % des semaines de prestations, les prestataires ont touché des prestations dont le montant était inférieur au taux de base, tandis que pour 10,4 % des semaines de prestations, le montant versé était supérieur au taux de base. Pour environ 31 % des semaines de prestations, aucune prestation n'a été versée (si l'on ne tient pas compte de la période de carence de deux semaines).

Dans la deuxième partie du travail, on a examiné les principales raisons des écarts par rapport au taux de prestations de base. Le fait de toucher le supplément au revenu familial ou de participer à l'Initiative des petites semaines étaient les principales raisons pour lesquelles des prestataires ont reçu un montant supérieur au taux de base dans une semaine donnée. Ensemble, ces deux raisons comptent pour 77,9 % des raisons possibles. Les prestataires qui ont reçu un montant inférieur au taux de prestations de base dans une semaine donnée, étaient beaucoup plus touchés s'ils ne se présentaient pas à un agent d'a.-e. pendant cette même semaine ou s'ils déclaraient une rémunération de travail à temps partiel. Ces deux facteurs comptaient pour 71,7 % des semaines de prestations pour lesquelles des prestataires ont reçu un montant inférieur au taux de base. Pour 7,1 % des semaines de prestations, la règle du dénominateur était la raison pour laquelle des prestataires ont reçu un montant inférieur au taux de base.

Enfin, dans la dernière partie, la situation des prestataires ayant atteint le MRA ainsi que le rapport entre les salaires moyens dans l'industrie et le MRA ont fait l'objet d'un examen. On a pu observer une hausse du pourcentage de prestataires qui ont atteint le MRA de 1997 à 2001 (de 22,1 % en 1997 à 26,9 % en 2001). De plus, selon les taux de croissance prévus pour la rémunération hebdomadaire moyenne, le seuil du MRA de 39 000 \$ sera dépassé dès 2006.

11. Accès des femmes aux prestations d'assurance-emploi

11.1 Sommaire

Que ce soit en vertu du nouveau régime d'assurance-emploi (a.-e.) ou de l'ancien régime d'assurance-chômage (a.-c.), les femmes sont soumises aux mêmes règles que les hommes. Toutefois, bien qu'elles soient visées par les mêmes règles, une plus grande proportion de travailleuses n'arrivent peut-être pas à établir leur admissibilité aux prestations car, en moyenne, les femmes sont plus susceptibles de travailler à temps partiel.

Le présent rapport examine les expériences des femmes au chapitre de l'emploi et du chômage, en portant une attention particulière au recours des travailleuses aux prestations régulières versées en vertu de la partie I de la *Loi sur l'assurance-emploi*. Le rapport vise ensuite à déterminer dans quelle mesure la réforme de l'a.-e. de 1996 a entraîné des changements dans la situation des femmes à l'égard de l'admissibilité à l'a.-e., du versement des prestations d'a.-e. et de la durée de la période de prestations.

Données et méthode

La présente étude s'appuie sur les renseignements tirés de l'Enquête canadienne par panel sur l'interruption d'emploi (ECPIE), qui fournit des données sur l'expérience vécue par les personnes qui ont perdu leur emploi. Les renseignements importants sur la situation socio-économique, recueillis dans le cadre de cette enquête, ainsi que d'autres renseignements personnels et liés à l'emploi ont permis d'établir des statistiques qui exposent de façon concrète l'expérience que vivent les femmes. Il est aussi possible de lier les résultats de l'enquête aux données administratives de l'a.-e. afin d'établir des estimations relatives aux prestations d'assurance-emploi.

Principales constatations

- Parmi les personnes qui ont perdu un emploi au cours des quatre trimestres qui ont précédé la réforme de l'assurance-emploi de 1996, ou au cours des quatre trimestres qui l'ont suivie, et qui ont été en chômage pendant au moins deux semaines consécutives, 45 % étaient des femmes. Ce pourcentage n'inclut pas les femmes dont la cessation d'emploi était liée à la retraite, à un retour aux études, à un congé de maternité ou parental, à une blessure ou à une maladie.
- Les femmes étaient plus susceptibles de connaître une période de chômage prolongée que les hommes. Dans le cas des femmes qui avaient des enfants, la durée moyenne du chômage était encore plus longue.

- Il n'y a aucun écart important dans le pourcentage d'hommes et de femmes qui ont touché des prestations d'a.-e. au cours des huit trimestres visés par l'étude.
- La réforme de l'a.-e. de 1996 a influé sur le taux d'admissibilité des femmes à l'a.-e., puisque la probabilité qu'une femme accumule suffisamment d'heures de travail pour être admissible à l'a.-e. après la réforme était de huit points de pourcentage inférieure au taux avant la réforme. Il n'y a eu aucune répercussion sur le taux chez les hommes.
- Les résultats de l'estimation statistique montrent que la réforme de l'a.-e. n'a eu aucune incidence importante sur la probabilité qu'un homme ou une femme touche des prestations régulières d'assurance-emploi.
- La réforme de l'a.-e. n'a eu aucune incidence sur le nombre de semaines d'admissibilité aux prestations d'assurance-emploi.

11.2 Introduction

Les prestations d'assurance-emploi (a.-e.) gagnent de plus en plus d'importance pour les femmes et leur famille, car les femmes constituent une part croissante de la population active. L'accès au régime d'assurance-emploi est donc d'une importance cruciale pour ces travailleuses. Les travailleuses ont besoin d'une aide financière qui les aidera à combler l'écart de revenu entre deux emplois.

Le présent document examine le rôle que jouent les prestations de la partie I de la *Loi sur l'assurance-emploi* pour les femmes. Que ce soit en vertu du nouveau régime d'assurance-emploi ou de l'ancien régime d'assurance-chômage, les femmes sont soumises aux mêmes règles que les hommes. Toutefois, bien qu'elles soient visées par les mêmes règles, une plus grande proportion de travailleuses n'arrivent peut-être pas à établir leur admissibilité aux prestations car, en moyenne, les femmes sont plus susceptibles de travailler à temps partiel.

Le présent rapport examine tout d'abord les expériences des femmes au chapitre de l'emploi et du chômage, en particulier leur utilisation des prestations régulières de la partie I de l'assurance-emploi. Le rapport examine ensuite la mesure dans laquelle la réforme de l'a.-e. de 1996 a entraîné des changements au chapitre de l'admissibilité à l'a.-e., du versement des prestations d'a.-e. et de la durée de la période de prestations chez les femmes.

11.3 Données et méthode

L'Enquête canadienne par panel sur l'interruption d'emploi (ECPIE), qui vise les personnes ayant connu une cessation d'emploi (p. ex., personnes qui ont été mises à pied ou qui ont cessé de travailler pour toute autre raison), est la base sur laquelle se fonde l'analyse effectuée dans le cadre de la présente étude. On s'est penché sur l'année qui a précédé la réforme de l'assurance-emploi (du T3 de 1995 au T2 de 1996), ainsi que sur l'année qui a suivi la réforme (du T1 au T4 de 1997). La période de mise en œuvre de la

réforme de l'assurance-emploi n'a pas été prise en compte (du T3 au T4 de 1996), car il s'agit d'une période de transition.

L'ECPIE est administrée par Statistique Canada au nom de Développement des ressources humaines Canada (DRHC). L'enquête vise à recueillir de l'information sur un échantillon de personnes qui ont connu une cessation d'emploi, comme en témoigne leur relevé d'emploi (RE). Les renseignements recueillis portaient notamment sur :

- les caractéristiques du répondant et du ménage;
- les motifs de la cessation d'emploi;
- les antécédents professionnels détaillés;
- les activités de recherche d'emploi;
- le versement de prestations d'assurance-chômage ou d'assurance-emploi ou encore d'aide sociale;
- les finances, les actifs et les dettes du ménage.

Chaque participant à l'enquête a été interrogé à deux reprises : le premier entretien a eu lieu dans l'année qui a suivi la cessation d'emploi, et le deuxième, environ neuf mois après le premier entretien. Au cours des huit trimestres visés par l'étude, on a interrogé près de 33 000 Canadiens ayant changé d'emploi ou connu une interruption de leurs activités professionnelles. Le groupe de Canadiens liés à chacun de ces trimestres est qualifié de « cohorte ». Les huit cohortes sont réparties sur deux périodes :

- Avant la réforme de l'assurance-emploi – les participants ont connu une cessation d'emploi avant la réforme de l'a.-e. (du T3 de 1995 au T2 de 1996).
- Après la réforme de l'assurance-emploi – les participants ont connu une cessation d'emploi après la réforme de l'a.-e. (du T1 au T4 de 1997).

L'analyse ne tient pas compte des deux trimestres au cours desquels on a procédé à la réforme de l'a.-e., car la mise en œuvre de la réforme n'était pas terminée et l'analyse aurait été trop complexe.

Aux fins de la présente étude, la période antérieure à la réforme a été comparée à la période qui a suivi. Les changements signalés dans le présent rapport découlent peut-être du passage au régime d'assurance-emploi. Toutefois, il importe de ne pas perdre de vue que les changements observés peuvent aussi être imputables à des changements dans l'économie, aux régimes de travail et à divers autres facteurs dont il serait difficile, voire impossible, de tenir compte dans le cadre d'une analyse comparative comme celle-ci. Il faudrait mener des études approfondies afin d'envisager et d'évaluer d'autres causes possibles de certains changements observés depuis la mise en œuvre du régime d'assurance-emploi.

L'analyse s'attache aux personnes qui ont perdu un emploi, avant ou après la réforme de l'a.-e., pour des raisons autres que la retraite, le retour aux études, une blessure ou une maladie, une grossesse ou des responsabilités parentales. L'analyse ne tient compte que des répondants qui sont demeurés sans emploi pendant au moins deux semaines consécutives. La principale raison de cette exigence est le délai de carence de deux semaines qu'il faut

observer pour être admissible aux prestations, lequel était en vigueur pendant toutes les périodes visées par l'étude. En tenant compte de cette restriction, on a pu examiner les expériences de plus de 18 000 personnes dans le cadre de l'étude.

11.4 Profil des femmes en cessation d'emploi

La présente section décrit le contexte dans lequel s'inscrivent les principales caractéristiques démographiques des femmes qui ont quitté leur emploi. On commence par établir le profil statistique des femmes, qui est suivi d'un examen de leurs expériences au chapitre de l'emploi et du chômage. En dernier lieu, on compare le taux de versement des prestations d'a.-e. chez les hommes et les femmes.

11.4.1 Caractéristiques démographiques

Le tableau 1 présente les moyennes de certaines caractéristiques des répondants à l'ECPIE. Parmi les caractéristiques examinées, mentionnons l'âge, l'état civil, le niveau de scolarité, le type de région (urbaine/rurale), et la région.

Tableau 1					
Profil démographique des personnes ayant connu une cessation d'emploi (en pourcentage)					
	Hommes	Femmes			
		Toutes	Mariées, avec des enfants	Non mariées, avec des enfants	Sans enfants
Tous	55,0	45,0	13,3	4,7	27,1
Âge					
Jeunes (15 à 24 ans)	19,1	15,5	4,7	24,0	19,3
Dans la force de l'âge (25 à 54 ans)	71,7	76,1	94,4	74,3	67,5
Âgés (55 ans et plus)	9,2	8,4	1,0	1,8	13,2
État civil					
Célibataire	46,1	39,1	0,0	100,0	47,7
Personne mariée	53,9	60,9	100,0	0,0	52,3
Scolarité					
Études secondaires non terminées	29,6	18,2	15,2	20,4	19,2
Études secondaires	28,3	25,8	32,1	26,1	22,6
Études postsecondaires	40,0	54,3	51,4	52,7	56,0
Autres	2,1	1,8	1,2	0,9	2,2
Type de région					
Rurale	27,3	24,8	29,1	20,1	23,6
Urbaine	72,7	75,2	70,9	79,9	76,4

Tableau 1 (suite)					
Profil démographique des personnes ayant connu une cessation d'emploi (en pourcentage)					
	Hommes	Femmes			
		Toutes	Mariées, avec des enfants	Non mariées, avec des enfants	Sans enfants
Région					
Atlantique	11,1	10,3	11,4	11,2	9,5
Québec	31,4	27,6	20,6	29,4	30,7
Ontario	27,8	33,8	40,8	26,2	31,8
Prairies	15,8	15,8	16,5	16,1	15,3
Colombie-Britannique	13,8	12,6	10,8	17,1	12,7
Taille de l'échantillon	18 043				
Source : ECPIE, Enquête sur les cessations d'emploi, du T3 de 1995 au T2 de 1996 et du T1 au T4 de 1997.					

La deuxième colonne du tableau 1 montre que 45 % des répondants à l'ECPIE faisant partie de l'échantillon utilisé aux fins de la présente étude étaient des femmes⁸⁶. Par comparaison aux hommes, les femmes ayant vécu une cessation d'emploi étaient moins susceptibles d'être jeunes ou d'être célibataires, et elles étaient plus susceptibles de résider en Ontario et d'afficher un degré de scolarité plus élevé. Les écarts entre les deux sexes dans les autres catégories sont négligeables.

On constate des écarts considérables entre les trois sous-catégories de femmes (mère mariée, mère non mariée, femme sans enfants). Les femmes sans enfants et les mères non mariées étaient beaucoup plus susceptibles de faire partie de la catégorie des jeunes que les mères mariées. De plus, les mères non mariées étaient plus susceptibles de résider en milieu urbain. Enfin, par rapport à toutes les femmes, davantage de mères mariées étaient plus susceptibles de résider en Ontario, alors que les mères non mariées étaient plus susceptibles d'habiter en Colombie-Britannique⁸⁷.

11.4.2 Caractéristiques des antécédents professionnels

Le tableau 2 analyse les antécédents de travail des personnes ayant connu une cessation d'emploi et fournit de l'information à l'égard du secteur d'activité et de certaines caractéristiques d'emploi.

⁸⁶ Toute mention de l'échantillon de l'ECPIE désigne les huit cohortes décrites dans la section Données et méthode, compte tenu des diverses restrictions appliquées à l'échantillon.

⁸⁷ Ces conclusions peuvent être trompeuses, car elles sont fortement liées à la définition de l'état matrimonial. Par exemple, les conjoints de fait ne sont pas considérés comme mariés. Au Québec, les unions de fait sont plus répandues que dans d'autres provinces, ce qui explique le pourcentage relativement faible de parents mariés au Québec.

Tableau 2
Antécédents professionnels des personnes ayant connu une cessation d'emploi
(en pourcentage)

	Hommes	Femmes			
		Toutes	Mariées, avec des enfants	Non mariées, avec des enfants	Sans enfants
Secteur d'activité					
Agriculture	2,1	2,2	2,3	4,8	1,8
Primaire	6,8	1,4	1,6	0,8	1,5
Fabrication	20,4	11,8	12,6	12,7	11,3
Construction	19,3	1,4	1,0	2,5	1,5
Transport et entreposage	6,0	3,4	4,2	2,7	3,2
Communications	1,0	1,3	1,1	1,0	1,4
Autres services publics	0,7	0,4	0,3	0,4	0,4
Commerce	14,3	18,4	17,6	17,1	19,0
Finances	1,7	4,7	6,0	4,7	4,0
Éducation	7,9	26,0	26,0	20,5	26,9
Services aux entreprises	11,1	19,4	17,0	23,8	19,8
Services publics	2,8	3,3	3,0	4,0	3,3
Administration publique	5,9	6,3	7,3	5,1	6,0
Caractéristiques de l'emploi					
Saisonnier	22,0	14,5	14,6	12,3	14,8
Temps partiel	7,7	25,5	29,3	23,8	23,9
Syndiqué	18,8	14,6	12,7	8,9	16,5
Heures de travail hebdomadaires ¹	44,7	35,7	34,7	36,1	36,1
Semaines de travail ¹	173,2	205,0	183,1	117,9	230,4
Taille de l'échantillon	18 043				
Remarque : 1. Les chiffres fournis correspondent au nombre d'heures/de semaines.					
Source : ECPIE, Enquête sur les cessations d'emploi, du T3 de 1995 au T2 de 1996, et du T1 au T4 de 1997.					

Les femmes ayant vécu une cessation d'emploi étaient concentrées dans les domaines de l'éducation (26 %), des services aux entreprises (19,4 %) et du commerce (18,4 %). Les hommes étaient plus susceptibles d'avoir occupé un emploi dans les domaines de la fabrication (20,4 %) et de la construction (19,3 %). On constate aussi une variation selon le secteur chez les femmes. Celles qui n'étaient pas mariées et qui avaient des enfants étaient beaucoup plus susceptibles de travailler dans les services aux entreprises ou en agriculture, et moins susceptibles de travailler en éducation que les femmes des deux autres sous-catégories.

Pour ce qui est des caractéristiques d'emploi, les hommes étaient plus susceptibles d'être syndiqués ou d'occuper un emploi saisonnier. Par contre, les femmes étaient beaucoup plus susceptibles d'avoir occupé un poste à temps partiel. Les femmes ont travaillé pendant un plus grand nombre de semaines, mais les hommes affichaient neuf heures de travail de plus par semaine. On remarque une variation considérable au chapitre du nombre de semaines d'emploi chez les femmes. Les femmes qui n'étaient pas mariées et qui avaient des enfants ont été employées pendant 117,9 semaines en moyenne, résultat très inférieur à celui des femmes des deux autres sous-catégories (183,1 et 230,4 semaines). Il y a manifestement un lien entre la présence d'enfants au sein des ménages et la durée d'emploi chez les femmes. Ce résultat tient peut-être au fait que les mères qui ne sont pas mariées sont beaucoup plus susceptibles d'appartenir à la catégorie des jeunes. Lorsqu'elles sont plus jeunes, elles sont moins susceptibles d'occuper un emploi donné pendant une période prolongée.

11.4.3 Caractéristiques des antécédents en matière de chômage

Le tableau 3 examine les antécédents en matière de chômage des personnes ayant vécu une cessation d'emploi, notamment le nombre de semaines de chômage et le recours aux prestations régulières d'assurance-emploi ainsi qu'à l'aide sociale.

La première section du tableau 3, soit les semaines de chômage, montre que les femmes étaient légèrement plus susceptibles d'avoir vécu de courtes périodes de chômage, d'une durée pouvant aller de deux à dix semaines. Toutefois, les femmes étaient nettement plus susceptibles d'avoir connu le chômage à long terme (c.-à-d. d'avoir été sans emploi pendant plus de 52 semaines). Presque 25 % des femmes ont connu le chômage à long terme, alors que seulement 17,7 % des hommes se sont retrouvés dans cette situation. Les femmes qui n'étaient pas mariées et qui avaient des enfants étaient les plus susceptibles d'avoir connu une longue période de chômage (27,5 %).

Il n'y a presque aucune différence entre le taux de réception de prestations d'a.-e. chez les hommes et les femmes ayant connu une cessation d'emploi qui a duré au moins deux semaines, et s'étant déclarés sans emploi pendant cette période (45,1 % contre 45,7 %). Chez les femmes, le taux le plus élevé de réception de prestations d'a.-e. appartient aux femmes sans emploi (46,9 %).

De même, il y a bien peu de différence entre les hommes et les femmes en ce qui concerne le nombre de semaines qu'a duré la période de prestations d'assurance-emploi et le nombre de semaines pour lesquelles des prestations d'a.-e. ont été versées⁸⁸. Les femmes étaient plus susceptibles d'épuiser toutes les prestations d'a.-e. en utilisant toutes les semaines d'admissibilité (35,4 % contre 30,3 %). Par contre, les hommes étaient plus susceptibles d'épuiser les prestations d'a.-e. en laissant s'écouler la période de prestations, même si les semaines d'admissibilité n'ont pas toutes été utilisées (18,7 %

⁸⁸ Nombre de semaines, pendant une période de prestations, pour lesquelles un montant positif a été versé sous forme de prestations d'assurance-emploi.

contre 13,4 %). Ces écarts tiennent au fait que les femmes ayant connu des périodes de chômage plus longues étaient plus susceptibles de recourir à l'a.-e. pendant toute la durée de la période de prestations. Les différences entre les sexes au chapitre de l'admissibilité ne permettent pas d'expliquer cela, car il y a peu de différence dans le nombre de semaines d'admissibilité, quelle que soit la durée de la période de chômage, même chez les personnes qui se sont trouvées sans emploi pendant plus de 52 semaines⁸⁹.

Enfin, on remarque qu'il y a peu de différence entre les deux sexes en ce qui concerne le recours à l'aide sociale, même si les mères non mariées étaient beaucoup plus susceptibles d'avoir touché des prestations d'aide sociale que les deux autres groupes de femmes⁹⁰.

Tableau 3
Antécédents en matière de chômage des personnes
ayant connu une cessation d'emploi
(en pourcentage)

	Hommes	Femmes			
		Toutes	Mariées, avec des enfants	Non mariées, avec des enfants	Sans enfants
Semaines de chômage					
2 à 10 semaines	33,8	35,5	35,1	29,0	36,8
11 à 20 semaines	19,3	14,6	13,7	15,4	14,9
21 à 30 semaines	14,4	11,8	9,6	15,2	12,3
31 à 40 semaines	10,1	9,6	9,4	8,9	9,7
41 à 52 semaines	4,7	4,0	5,0	4,0	3,5
Plus de 52 semaines	17,7	24,6	27,2	27,5	22,8
Ont touché des prestations régulières d'a.-e.	45,1	45,7	43,6	44,2	46,9
Semaines pour lesquelles des prestations ont été demandées ¹	34,2	33,4	32,8	33,0	33,8
Semaines pour lesquelles des prestations ont été versées ¹	22,1	22,8	22,8	23,8	22,7
Prestations épuisées (1) ²	30,3	35,4	40,0	32,5	33,7
Prestations épuisées (2) ³	18,7	13,4	10,0	12,3	15,1
Ont touché de l'aide sociale	8,8	8,5	3,9	32,7	6,5
Taille de l'échantillon	18 043				
Remarques :					
1. Les chiffres fournis correspondent au nombre d'heures/de semaines.					
2. Demandes pour lesquelles toutes les semaines d'admissibilité ont été utilisées.					
3. Demandes pour lesquelles la période de prestations a pris fin avant que toutes les semaines d'admissibilité ne soient utilisées.					
Source : ECPIE, Enquête sur les cessations d'emploi, du T3 de 1995 au T2 de 1996, et du T1 au T4 de 1997.					

⁸⁹ Ces chiffres sont légèrement différents de ceux qui sont consignés dans le *Rapport de contrôle et d'évaluation 2003*, qui s'appuie sur les données plus récentes.

⁹⁰ Dans le rapport de contrôle, « Did the Exhaustion of UI/EI Benefits and the Take-up of Social Assistance Change After EI Reform? », on confirme que les personnes célibataires sont plus susceptibles de toucher de l'aide sociale que les personnes mariées, et que les parents seuls sont beaucoup plus susceptibles de bénéficier de l'aide sociale que d'autres personnes.

11.4.4 Versement de prestations d'assurance-emploi

Le tableau 4 indique le pourcentage d'hommes et de femmes ayant connu une cessation d'emploi qui ont touché des prestations régulières d'assurance-emploi. La troisième colonne du tableau 4 indique la statistique *t*, qui permet de déterminer si le taux de réception de prestations d'a.-e. est très différent chez les hommes et les femmes⁹¹. Au moment d'examiner les tableaux 4 à 6, il ne faut pas perdre de vue que la colonne « N » indique le nombre de personnes de l'échantillon appartenant aux catégories énoncées dans la première colonne. Cette information permet d'apprécier de façon générale la fiabilité de l'échantillon.

Au cours des huit trimestres visés par l'analyse, on ne remarque aucun écart considérable entre les hommes et les femmes en ce qui concerne le taux de versement de prestations régulières d'a.-e.⁹². Toutefois, il y a des écarts considérables d'une catégorie à l'autre. Les jeunes femmes étaient beaucoup moins susceptibles de toucher des prestations d'a.-e. que leurs homologues masculins, et il en va de même pour les femmes ayant des enfants et les femmes des Prairies. Les femmes mariées sans enfants et les femmes de la Colombie-Britannique étaient plus susceptibles de toucher des prestations d'a.-e. que les hommes mariés ayant des enfants et les hommes de la Colombie-Britannique.

Tableau 4				
Pourcentage de personnes ayant connu une cessation d'emploi qui ont touché des prestations régulières d'a.-e., selon certaines caractéristiques démographiques (en pourcentage)				
	Hommes	Femmes	Statistique <i>t</i>	N
Tous	45,1	45,7	0,38	10 393
Âge				
Jeunes (15 à 24 ans)	32,4	22,0	-3,45	1 822
D'âge intermédiaire (25 à 54 ans)	47,9	49,6	1,00	7 575
Âgés (55 ans et plus)	49,8	53,6	0,78	996
Type de famille				
Célibataire, avec des enfants	37,3	44,2	1,43	563
Célibataire sans enfants	40,9	40,3	-0,27	3 937
Personne mariée, avec des enfants	50,2	43,6	-2,52	3 030
Personne mariée sans enfants	47,8	53,1	1,99	2 858
Scolarité				
Études secondaires non terminées	50,5	48,6	-0,65	3 544
Études secondaires	44,4	46,4	0,73	2 957
Études postsecondaires	41,8	44,4	1,22	3 635
Autres	42,2	42,3	0,01	257

⁹¹ Dans la présente étude, le résultat est considéré comme statistiquement significatif si *t* est supérieur à 1,645.

⁹² On considère qu'une personne a touché des prestations d'a.-e. si elle a reçu des prestations régulières dans les cinq semaines qui ont suivi la date de la perte d'emploi figurant sur le RE. Par conséquent, si la date de la perte d'emploi consignée sur le RE précède le commencement de la période de prestations de plus de cinq semaines, la personne n'est pas réputée avoir touché des prestations d'a.-e.

Tableau 4 (suite)
Pourcentage de personnes ayant connu une cessation d'emploi qui ont touché
des prestations régulières d'a.-e., selon certaines caractéristiques démographiques
(en pourcentage)

	Hommes	Femmes	Statistique <i>t</i>	N
Type de région				
Rurale	50,7	48,1	-1,03	3 816
Urbaine	43,0	44,9	1,08	6 577
Région				
Atlantique	51,9	53,2	0,78	3 477
Québec	51,3	50,7	-0,20	1 325
Ontario	39,1	42,6	1,11	1 064
Prairies	39,6	35,9	-1,97	3 219
Colombie-Britannique	44,1	48,9	1,71	1 308

Source : ECPIE, Enquête sur les cessations d'emploi, du T3 de 1995 au T2 de 1996, et du T1 au T4 de 1997.

11.5 Répercussions de la réforme de l'assurance-emploi de 1996

Le degré de soutien offert aux femmes par la partie I de la *Loi sur l'assurance-emploi* est examiné en fonction du pourcentage de femmes ayant connu une cessation d'emploi qui étaient admissibles à l'a.-e., du pourcentage de femmes qui ont touché des prestations d'a.-e., et du nombre maximum de semaines de prestations qu'elles pouvaient toucher, si elles étaient effectivement admissibles à l'assurance-emploi.

11.5.1 Incidence de la réforme de l'assurance-emploi de 1996 sur l'admissibilité à l'assurance-emploi

Le tableau 5 indique le pourcentage de femmes ayant connu une cessation d'emploi qui ont accumulé suffisamment de semaines ou d'heures pour être admissibles à l'a.-e., avant et après la réforme de l'assurance-emploi de 1996.

Tableau 5
Pourcentage de femmes ayant connu une cessation d'emploi qui ont accumulé suffisamment de semaines ou d'heures pour être admissibles aux prestations (en pourcentage)

	Avant la réforme de l'a.-e. (T3 1995 – T2 1996)	Après la réforme de l'a.-e. (T1 – T4 1997)	Statistique <i>t</i>	N
Tous	83,0	74,9	-4,39	3 542
Âge				
Jeunes (15 à 24 ans)	74,7	62,5	-2,29	491
Dans la force de l'âge (25 à 54 ans)	84,0	76,2	-3,82	2 739
Âgés (55 ans et plus)	88,2	86,4	-0,35	312
Type de famille				
Célibataire, avec des enfants	75,2	75,8	0,10	344
Célibataire sans enfants	80,6	75,4	-1,51	920
Mariée, avec des enfants	82,2	68,0	-3,90	1 125
Mariée sans enfants	88,2	80,6	-2,75	1 150
Scolarité				
Études secondaires non terminées	82,2	74,2	-1,91	706
Études secondaires	80,7	73,6	-1,94	1 009
Études postsecondaires	84,5	75,6	-3,61	1 755
Autres	79,1	80,1	0,08	72
Type de région				
Rurale	81,5	73,4	-2,21	1 199
Urbaine	83,4	75,5	-3,77	2 343
Région				
Atlantique	82,9	79,0	-1,80	1 131
Québec	81,9	76,2	-1,47	419
Ontario	83,0	71,3	-2,96	483
Prairies	82,6	72,6	-3,99	1 082
Colombie-Britannique	85,3	81,0	-1,32	427

Source : ECPIE, Enquête sur les cessations d'emploi, du T3 de 1995 au T2 de 1996, et du T1 au T4 de 1997.

Il y a manifestement eu un changement considérable entre la période qui a précédé la réforme de l'assurance-emploi et la période qui l'a suivie. Au cours des quatre trimestres qui ont précédé la réforme de l'a.-e., 83 % des femmes ont accumulé suffisamment de semaines pour être admissibles à l'a.-e. Tous les autres facteurs étant égaux, le passage d'un régime fondé sur le nombre de semaines à un régime fondé sur le nombre d'heures semble avoir fait baisser le taux d'admissibilité des femmes à 74,9 % au cours des quatre trimestres qui ont suivi la réforme de l'a.-e.⁹³. Lorsqu'on examine ce changement de plus près, on constate qu'il reflète principalement un changement chez les femmes mariées. Ce résultat n'est pas inattendu, car le tableau 2 montre que les femmes, en particulier celles qui étaient mariées et qui avaient des enfants, étaient beaucoup plus susceptibles que les hommes d'avoir travaillé à temps partiel et d'avoir occupé un emploi comptant moins d'heures de travail par semaine.

Ce sont les femmes vivant dans les provinces des Prairies qui ont le plus senti les contrecoups de la réforme de l'assurance-emploi. Le taux d'admissibilité est passé de 82,6 % avant la réforme de l'a.-e. à 72,6 % après la réforme. Parmi les autres groupes davantage touchés par la réforme, mentionnons les mères mariées, les femmes dans la force de l'âge, les femmes des régions urbaines, et les femmes ayant poursuivi leurs études au-delà du secondaire.

11.5.2 Incidence de la réforme de l'assurance-emploi de 1996 sur le versement des prestations régulières d'assurance-emploi

Le tableau 6 établit une ventilation du pourcentage de femmes ayant connu une cessation d'emploi qui ont touché des prestations régulières d'a.-e. au cours des périodes qui ont précédé et suivi la réforme de l'a.-e. de 1996. On ne constate aucune variation importante au chapitre du versement des prestations d'a.-e. entre ces deux périodes, dans toutes les catégories, même si le taux global de versement des prestations d'a.-e. a connu une baisse, passant de 46,8 % à 44,6 %⁹⁴. Cela porte à croire que, en ce qui concerne la probabilité de recevoir des prestations d'a.-e., les femmes n'ont pas été touchées par la réforme de l'a.-e. de 1996 au cours des quatre trimestres qui l'ont suivie⁹⁵. Les résidentes des Prairies, dont le taux

⁹³ Même si le présent rapport n'en fait aucune mention, on n'a remarqué aucune variation importante du taux d'admissibilité à l'a.-e. chez les hommes. Au cours de la période qui a précédé la réforme de l'a.-e., 80,4 % des hommes ont accumulé suffisamment de semaines pour être admissibles à l'a.-e. Après la réforme, 79,7 % des hommes ont accumulé suffisamment d'heures de travail pour être admissibles à l'a.-e. Les résultats pour les hommes et pour les femmes correspondent aux résultats publiés dans le *Rapport de contrôle sur l'admissibilité à l'assurance-emploi et les semaines de prestations*.

⁹⁴ Le fait de tenir compte dans l'analyse du versement de prestations autres que les prestations régulières d'a.-e., n'a pas permis de cerner une baisse importante du taux de réception des prestations d'a.-e. De plus, chez les hommes, on remarque aussi une baisse du taux de réception des prestations d'a.-e. au cours de la période qui a suivi la réforme, mais il ne s'agit pas d'une baisse importante (de 46,1 % à 44,2 %).

⁹⁵ Cette conclusion peut sembler étonnante, compte tenu de la baisse importante du taux d'admissibilité des femmes pendant la période qui a suivi la réforme de l'a.-e. Toutefois, les chiffres publiés dans le *Rapport de contrôle et d'évaluation 1997* présenté au Parlement, montrent que les hommes et les femmes ont été touchés de la même façon au cours des deux premiers trimestres de 1997, par comparaison aux deux premiers trimestres de 1996. Le nombre de nouvelles demandes présentées par des hommes est passé de 463 000 à 377 000, alors que le nombre de nouvelles demandes présentées par des femmes est passé de 445 000 à 363 000.

de réception de prestations d'a.-e. a baissé au cours de la période qui a suivi la réforme de l'assurance-emploi, constituent le seul groupe de femmes qui a été considérablement touché par la réforme de l'a.-e.

Un certain nombre de facteurs ont peut-être contribué à atténuer la baisse du pourcentage de femmes qui ont touché des prestations d'a.-e. La raison la plus évidente tient au fait que le taux de participation⁹⁶ chez les femmes a augmenté légèrement, quoique de façon négligeable, passant de 56,4 % au cours de la période qui a précédé la réforme de l'a.-e. à 59 % au cours de la période qui l'a suivie⁹⁷. En raison de cette légère augmentation du taux de participation, le taux de réception de prestations d'a.-e. n'a pas baissé autant qu'il aurait pu le faire si le taux de participation n'avait pas changé. De fait, on estime que les taux de réception de prestations d'a.-e. *auraient* baissé de façon considérable si le taux de participation n'avait pas augmenté.

Tableau 6
Pourcentage de femmes ayant connu une cessation d'emploi
qui ont touché des prestations régulières d'a.-e.
(en pourcentage)

	Avant la réforme de l'a.-e. (T3 1995 – T2 1996)	Après la réforme de l'a.-e. (T1 –T4 1997)	Statistique t	N
Tous	46,8	44,6	-1,03	3 542
Âge				
Jeunes (15 à 24 ans)	23,2	20,9	-0,53	491
Dans la force de l'âge (25 à 54 ans)	50,9	48,3	-1,04	2 739
Âgés (55 ans et plus)	51,8	55,1	0,41	312
Type de famille				
Célibataire, avec des enfants	46,7	42,2	-0,69	344
Célibataire sans enfants	39,9	40,6	0,15	920
Mariée, avec des enfants	45,7	41,5	-1,07	1 125
Mariée sans enfants	54,2	52,0	-0,57	1 150
Scolarité				
Études secondaires non terminées	50,1	47,3	-0,57	706
Études secondaires	48,3	44,4	-0,93	1 009
Études postsecondaires	44,9	44,1	-0,26	1 755
Autres	49,7	32,9	-1,13	72
Type de région				
Rurale	50,2	46,3	-0,97	1 199
Urbaine	45,8	44,0	-0,70	2 343

⁹⁶ Les femmes admissibles aux prestations d'a.-e. qui ont vraiment touché des prestations. Il y a toujours un faible pourcentage de personnes qui ne sont pas admissibles à l'assurance-emploi et qui touchent des prestations.

⁹⁷ Le taux de participation chez les hommes a baissé au cours de la période qui a suivi la réforme de l'a.-e., passant de 57,2 % avant la réforme à 55,2 % après la réforme.

Tableau 6 (suite)
Pourcentage de femmes ayant connu une cessation d'emploi
qui ont touché des prestations régulières d'a.-e.
(en pourcentage)

	Avant la réforme de l'a.-e. (T3 1995 – T2 1996)	Après la réforme de l'a.-e. (T1 –T4 1997)	Statistique <i>t</i>	N
Région				
Atlantique	53,3	53,2	-0,02	1 131
Québec	50,8	50,6	-0,04	419
Ontario	44,4	40,7	-0,79	483
Prairies	38,8	33,5	-1,84	1 082
Colombie-Britannique	49,6	48,3	-0,30	427

Source : ECPIE, Enquête sur les cessations d'emploi, du T3 de 1995 au T2 de 1996, et du T1 au T4 de 1997.

Le tableau 7 présente les résultats d'une estimation statistique de la probabilité qu'une femme ayant connu une cessation d'emploi touche des prestations régulières d'a.-e., estimation fondée sur certaines caractéristiques démographiques clés et liées à l'emploi⁹⁸. La première colonne indique la variation potentielle de la probabilité de toucher des prestations d'a.-e. lorsqu'on effectue une comparaison avec un groupe témoin. Les régressions présentées aux tableaux 7 et 8 ne tiennent compte que des femmes.

La variable relative à la réforme de l'assurance-emploi n'a eu aucune incidence statistique significative sur la probabilité qu'une travailleuse sans emploi touche des prestations d'a.-e.⁹⁹, conformément aux données présentées au tableau 6, même en tenant compte de diverses caractéristiques démographiques et liées à l'emploi¹⁰⁰.

L'estimation s'assortit aussi d'une variable relative à l'incidence de la réforme de l'a.-e. sur les femmes qui avaient des enfants. Cette variable s'est aussi révélée statistiquement négligeable, n'indiquant aucune variation de la probabilité que ce groupe de femmes touche des prestations d'a.-e. après la réforme.

⁹⁸ Ces estimations ont été établies au moyen de la technique de régression des probits.

⁹⁹ Un résultat est réputé statistiquement significatif si sa valeur *P* est inférieure ou égale à 0,100. Pour les valeurs *P* supérieures à 0,100, l'intervalle de confiance de 90 % comprend la valeur zéro, ce qui signifie qu'il n'est pas certain que la variable a eu un impact quelconque sur la variable dépendante.

¹⁰⁰ Une deuxième régression (dont les résultats ne sont pas présentés ici) qui ne tenait compte que des hommes, révèle que la réforme de l'assurance-emploi n'a eu aucune incidence sur ce groupe. La seule différence significative dans les résultats d'estimation tient au fait que les hommes comptant au nombre des travailleurs saisonniers étaient plus susceptibles de toucher des prestations d'a.-e.

Tableau 7
Régression des probits relative à la probabilité qu'une femme ayant connu une
cessation d'emploi présente une demande de prestations régulières d'a.-e.
(en pourcentage)

	Écart en (%)	Valeur P	Intervalle de confiance de 90 %	
Réforme de l'assurance-emploi	-1,3	0,667	-6,2	3,6
Réforme de l'a.-e. – avec des enfants*	-3,5	0,439	-11,0	3,9
Âge				
Jeunes (15 à 24 ans)	-24,6	0,000	-29,3	-20,0
Dans la force de l'âge (25 à 54 ans)	Groupe témoin	Groupe témoin	Groupe témoin	Groupe témoin
Âgées (55 ans et plus)	-2,8	0,528	-10,0	4,4
Type de famille				
Célibataire, avec des enfants	4,4	0,271	-2,2	10,9
Célibataire sans enfants	-0,2	0,966	-7,0	6,7
Mariée, avec des enfants	Groupe témoin	Groupe témoin	Groupe témoin	Groupe témoin
Mariée sans enfants	6,3	0,116	-0,3	12,8
Scolarité				
Études secondaires non terminées	-1,4	0,664	-6,9	4,0
Études secondaires	Groupe témoin	Groupe témoin	Groupe témoin	Groupe témoin
Études postsecondaires	-2,1	0,449	-6,7	2,5
Autres	-7,0	0,392	-20,1	6,2
Type de région				
Rurale	0,3	0,915	-4,2	4,8
Urbaine	Groupe témoin	Groupe témoin	Groupe témoin	Groupe témoin
Région				
Atlantique	7,5	0,033	1,7	13,4
Québec	5,9	0,102	0,0	11,9
Ontario	Groupe témoin	Groupe témoin	Groupe témoin	Groupe témoin
Prairies	-5,7	0,050	-10,5	-0,9
Colombie-Britannique	7,4	0,026	1,9	12,9
Services d'activité				
Agriculture	-0,7	0,932	-13,9	12,5
Primaire	5,6	0,435	-6,2	17,4
Fabrication	Groupe témoin	Groupe témoin	Groupe témoin	Groupe témoin
Construction	19,0	0,011	7,3	30,7
Transport et entreposage	-3,1	0,666	-14,7	8,6
Communications	7,5	0,466	-9,4	24,3
Autres services publics	-9,9	0,449	-30,5	10,8
Commerce	-2,4	0,590	-9,5	4,8
Finances	-2,0	0,768	-13,2	9,1

Tableau 7 (suite)
Régression des probits relative à la probabilité qu'une femme ayant connu une
cessation d'emploi présente une demande de prestations régulières d'a.-e.
(en pourcentage)

	Écart en (%)	Valeur P	Intervalle de confiance de 90 %	
Éducation	4,9	0,236	-1,9	11,7
Services d'affaires	-0,1	0,975	-7,1	6,8
Services aux entreprises	-5,9	0,381	-16,7	5,0
Administration publique	-13,6	0,015	-22,3	-4,9
Caractéristiques de l'emploi				
Saisonnier	-2,3	0,442	-7,3	2,6
Temps partiel	-12,6	0,000	-16,8	-8,4
Syndiqué	-2,4	0,484	-8,0	3,2
Semaines de travail	0,0	0,005	0,0	0,0
Taux de chômage	0,7	0,075	0,1	1,3
Taille de l'échantillon	7 532			
Source : ECPIE, Enquête sur les cessations d'emploi, du T3 de 1995 au T2 de 1996, et du T1 au T4 de 1997.				

Les résultats de l'estimation statistique présentés au tableau 7 mettent en relief d'autres facteurs qui ont contribué à déterminer si une femme pouvait toucher des prestations d'a.-e. En particulier, les jeunes étaient beaucoup moins susceptibles d'avoir touché des prestations d'a.-e. que les travailleurs dans la force de l'âge. Cela n'est pas étonnant, puisque les jeunes étaient plus susceptibles d'avoir occupé un emploi comptant moins d'heures de travail par semaine, ce qui réduisait leur admissibilité à l'a.-e.

D'autres résultats significatifs de l'estimation montrent que:

- les travailleurs du Canada atlantique et de la Colombie-Britannique étaient plus susceptibles de toucher des prestations d'a.-e. que les travailleurs de l'Ontario, alors que ceux des Prairies étaient moins susceptibles d'en recevoir;
- les personnes œuvrant dans le domaine de la construction étaient beaucoup plus susceptibles de toucher des prestations d'a.-e. que les travailleurs œuvrant dans le secteur de la fabrication, alors que les fonctionnaires étaient moins susceptibles d'en recevoir;
- les travailleurs à temps partiel étaient beaucoup moins susceptibles de toucher des prestations d'a.-e. que les travailleurs à temps plein;
- les travailleurs ayant accumulé un plus grand nombre de semaines de travail dans leur emploi précédent étaient plus susceptibles de toucher des prestations d'a.-e. que ceux qui avaient accumulé un nombre de semaines plus modeste;
- les femmes des régions à taux de chômage élevé étaient plus susceptibles de toucher des prestations d'assurance-emploi.

11.5.3 Incidence de la réforme de l'assurance-emploi de 1996 sur les semaines d'admissibilité

Même si l'admissibilité est une question de conformité et non pas d'accès, cet élément exige tout de même une analyse, car il est lié au versement des prestations d'a.-e. et à la durée de la période au cours de laquelle les prestataires ont droit aux prestations d'a.-e.

Le tableau 8 présente les estimations statistiques de l'incidence de la réforme de l'a.-e. sur le nombre de semaines d'admissibilité à l'a.-e. chez les femmes ayant connu une cessation d'emploi¹⁰¹. La variable relative à la réforme de l'a.-e. n'a pas eu d'incidence statistique significative sur les semaines d'admissibilité des femmes¹⁰². De même, la réforme de l'assurance-emploi n'a eu aucune incidence sur les semaines d'admissibilité des femmes qui avaient des enfants.

D'autres résultats d'estimation laissent croire que les semaines d'admissibilité étaient inférieures chez les jeunes. Les résidents des provinces de l'Atlantique et du Québec affichaient un plus grand nombre de semaines d'admissibilité que les résidents de l'Ontario, et ceux des régions rurales en comptaient moins. Les travailleurs saisonniers et les travailleurs à temps partiel affichaient aussi un nombre inférieur de semaines d'admissibilité, alors que les travailleurs syndiqués en comptaient davantage. Enfin, les travailleurs des régions à taux de chômage élevé ainsi que ceux qui ont occupé leur dernier emploi pendant une longue période affichaient un nombre plus élevé de semaines d'admissibilité.

Tableau 8				
Régression selon la méthode des moindres carrés ordinaires relative à l'incidence sur les semaines d'admissibilité chez les femmes ayant connu une cessation d'emploi				
	Coeff.	Valeur P	Intervalle de confiance de 90 %	
Réforme de l'assurance-emploi	-0,3	0,628	-1,4	0,8
Réforme de l'a.-e. – avec des enfants*	-1,1	0,319	-2,9	0,7
Âge				
Jeunes (15 à 24 ans)	-2,8	0,001	-4,3	-1,4
Dans la force de l'âge (25 à 54 ans)	Groupe témoin	Groupe témoin	Groupe témoin	Groupe témoin
Âgées (55 ans et plus)	-0,9	0,461	-2,8	1,1
Type de famille				
Célibataire, avec des enfants	1,0	0,294	-0,6	2,5
Célibataire sans enfants	0,4	0,661	-1,2	2,1
Mariée, avec des enfants	Groupe témoin	Groupe témoin	Groupe témoin	Groupe témoin
Mariée sans enfants	1,1	0,196	-0,3	2,5

¹⁰¹ On a utilisé une régression fondée sur la méthode des moindres carrés ordinaires.

¹⁰² Une deuxième régression (dont les résultats ne sont pas présentés ici) tenant compte uniquement des hommes montre que la réforme de l'assurance-emploi n'a eu aucune incidence sur leurs semaines d'admissibilité.

Tableau 8 (suite)				
Régression selon la méthode des moindres carrés ordinaires relative à l'incidence sur les semaines d'admissibilité chez les femmes ayant connu une cessation d'emploi				
	Coeff.	Valeur P	Intervalle de confiance de 90 %	
Scolarité				
Études secondaires non terminées	-0,5	0,505	-1,9	0,8
	Groupe témoin	Groupe témoin	Groupe témoin	Groupe témoin
Études secondaires				
Études postsecondaires	1,0	0,149	-0,1	2,1
Autres	1,2	0,567	-2,3	4,7
Type de région				
Rurale	-1,0	0,086	-2,0	0,0
	Groupe témoin	Groupe témoin	Groupe témoin	Groupe témoin
Urbaine				
Région				
Atlantique	1,5	0,096	0,0	2,9
Québec	1,7	0,047	0,3	3,1
	Groupe témoin	Groupe témoin	Groupe témoin	Groupe témoin
Ontario				
Prairies	-1,1	0,104	-2,2	0,0
Colombie-Britannique	0,2	0,835	-1,2	1,5
Secteur d'activité				
Agriculture	2,4	0,112	-0,1	4,8
Primaire	0,6	0,612	-1,5	2,7
	Groupe témoin	Groupe témoin	Groupe témoin	Groupe témoin
Fabrication				
Construction	-0,1	0,936	-2,2	2,0
Transport et entreposage	-1,4	0,339	-3,8	1,0
Communications	0,5	0,790	-2,8	3,8
Autres services publics	0,5	0,861	-4,2	5,3
Commerce	1,3	0,223	-0,5	3,1
Finances	-0,1	0,968	-3,3	3,1
Éducation	-0,5	0,592	-2,2	1,1
Services aux entreprises	-0,2	0,865	-1,9	1,6
Services publics	-1,3	0,402	-3,8	1,2
Administration publique	-1,2	0,436	-3,9	1,4
Caractéristiques de l'emploi				
Saisonnier	-4,1	0,000	-5,1	-3,0
Temps partiel	-3,3	0,000	-4,4	-2,2
Syndiqué	1,4	0,039	0,3	2,6
Semaines de travail	0,0	0,000	0,0	0,0
Taux de chômage	0,6	0,000	0,5	0,7
Taille de l'échantillon	7 022			
Source: ECPIE, Enquête sur les cessations d'emploi, du T3 de 1995 au T2 de 1996, et du T1 au T4 de 1997				

11.6 Après la réforme de l'assurance-emploi

Au moyen des plus récentes données disponibles, on a mené des recherches supplémentaires pour tenir compte de tout changement qui aurait pu se produire entre le deuxième trimestre de 2001 (cohorte 24) et le deuxième trimestre de 2002 (cohorte 28). À la lumière des résultats obtenus, il y a lieu de croire que la baisse de l'admissibilité aux prestations d'a.-e. et du taux de versement des prestations a été plus marquée chez les femmes que chez les hommes. Toutefois, si l'on compare les cohortes 22 et 26, l'admissibilité et le taux de versement des prestations d'a.-e. ont augmenté davantage chez les femmes que chez les hommes.

11.7 Conclusions et recherches supplémentaires

La première partie du présent document examinait certaines caractéristiques démographiques et liées à l'emploi chez les femmes. Les résultats de l'ECPIE montrent que les femmes comptaient pour 45 % des personnes qui ont quitté leur emploi. Les femmes ayant connu une cessation d'emploi étaient plus susceptibles d'être mariées et d'afficher un niveau de scolarité plus élevé. De plus, elles étaient beaucoup plus nombreuses à avoir occupé un emploi à temps partiel et à avoir été en chômage pendant plus longtemps. Dans le cas des femmes ayant des enfants, les périodes de chômage étaient encore plus longues. L'enquête a aussi révélé que les hommes et les femmes affichaient à peu près le même taux de réception de prestations d'assurance-emploi.

La dernière partie du présent document évaluait les répercussions, toutes choses étant égales par ailleurs, de la réforme de l'assurance-emploi de 1996 sur l'admissibilité des femmes aux prestations, sur la probabilité qu'une femme demande des prestations d'a.-e., et sur ses semaines d'admissibilité aux prestations d'a.-e. On a constaté que la réforme de l'assurance-emploi a entraîné une réduction du taux d'admissibilité chez les femmes. Toutefois, l'analyse ne fournit aucun élément probant selon lequel la réforme aurait eu une incidence significative sur le taux de versement des prestations d'a.-e. chez les femmes, ou sur leur nombre de semaines d'admissibilité. Il faudra effectuer d'autres recherches afin de déterminer pourquoi le taux de versement des prestations d'a.-e. chez les femmes n'a pas subi de baisses importantes, alors que le taux d'admissibilité a baissé.

12. Recours au programme de Travail partagé : 1989-1990 à 2002-2003

12.1 Sommaire

Le présent rapport de contrôle porte sur le recours au programme de Travail partagé pour les exercices allant de 1989-1990 à 2002-2003. Plus précisément, le rapport examine ce qui suit :

- la mesure dans laquelle on a fait usage du programme de Travail partagé;
- le montant des dépenses consacrées aux prestations de Travail partagé;
- les caractéristiques et les expériences des participants au programme.

Les données utilisées dans le présent rapport sont tirées du profil vectoriel de l'a.-e. Grâce à ces données, le rapport permet d'examiner l'ensemble de l'information sur les prestataires individuels (p. ex., durée moyenne des périodes de prestations, moyenne des prestations versées) ainsi que certaines caractéristiques des prestataires (p. ex., sexe, âge, région et secteur d'activité).

Principales constatations

- L'usage du programme et les dépenses relatives aux prestations ont grandement varié pendant la période visée par l'étude : au niveau le plus bas, il y a eu 7 995 participants et les dépenses nominales relatives aux prestations se sont chiffrées à 6,6 millions de dollars en 1999-2000, tandis qu'au niveau le plus élevé, il y a eu 125 262 participants et des dépenses nominales de 124,9 millions de dollars en 1990-1991. En 2002-2003, le nombre de participants s'élevait à 15 819.
- Le recours au programme et les dépenses sont anticycliques. On a davantage recours au programme pendant une période de récession économique que pendant les périodes de reprise.
- Une composante saisonnière semble rattachée à l'usage du programme. On y a davantage recours pendant les quatrième et premier trimestres, et beaucoup moins au cours du troisième trimestre.
- Le recours au programme varie largement d'une région à l'autre chaque année. Par exemple, les participants de l'Ontario ont représenté de 21,7 % à 54,6 % des participants au programme de Travail partagé, selon l'année. De plus, l'analyse révèle que les régions ont connu des récessions économiques à des moments différents.

- Les participants de l'industrie manufacturière ont été les principaux utilisateurs du programme pendant toute la période visée, ce qui représente environ les deux tiers des participants.
- Chaque année, environ deux tiers des participants au programme de Travail partagé étaient des hommes, et environ 80 % des participants étaient dans la force de l'âge (25 à 54 ans).
- Les périodes de prestations pour Travail partagé ont duré 17,6 semaines environ, et la réduction de travail représentait environ 29 % en moyenne, soit 1,5 jour de travail par semaine pour un employé à plein temps. Les prestations hebdomadaires moyennes correspondaient à environ 59 \$, calculée en dollars de 1997.
- Le nombre annuel de mises à pied évitées ou retardées grâce au programme de Travail partagé a été évalué à l'aide de l'information sur le nombre annuel de participants et la réduction moyenne du travail. On évalue à 4 374 le nombre de mises à pied évitées ou retardées en 2002-2003. Au fil du temps, les estimations varient selon la participation au programme, le niveau le plus bas correspondant à 2 253 participants en 1999-2000, et le niveau le plus haut, à 36 319 participants en 1990-1991. Ces chiffres seront rajustés dans l'Évaluation du programme de Travail partagé pour tenir compte des mises à pied survenues après le programme, afin que l'on puisse établir nombre de mises à pied évitées.

12.2 Introduction

Le présent rapport de contrôle porte sur le recours au programme de Travail partagé. Plus précisément, il examine ce qui suit :

- la mesure dans laquelle on a fait usage du programme de Travail partagé;
- le montant des dépenses consacrées aux prestations de Travail partagé;
- les caractéristiques et les expériences des participants au programme.

Les données utilisées dans le présent rapport sont tirées des fichiers de DRHC relatifs au versement des prestations d'assurance-emploi (a.-e.). Les données ont été obtenues sous forme regroupée, par mois, pour la période allant d'avril 1989 à mars 2003. À l'aide de ces données, le rapport permet d'examiner l'ensemble de l'information sur les prestataires individuels, comme la durée moyenne de la période de prestations et le montant moyen des prestations de Travail partagé qui ont été versées. L'analyse présentée dans le rapport ne comprend pas l'information sur les ententes de Travail partagé comme telles et ne porte pas sur des sujets connexes comme la taille moyenne de l'unité de Travail partagé¹⁰³.

¹⁰³ L'annexe A fournit des renseignements sur la façon dont les participants au Programme de Travail partagé sont définis et compare cette information à d'autres sources de données.

12.3 Description et bien-fondé du programme

12.3.1 Bien-fondé du programme

Le programme de Travail partagé vise à aider les entreprises à éviter une mise à pied temporaire des employés. L'idée est de répartir la réduction des heures de travail entre tous les employés de l'unité de travail plutôt que de mettre à pied une partie de l'unité. Supposons, par exemple, qu'une entreprise songe à mettre à pied 20 de ses 100 travailleurs. Au lieu de mettre ce plan à exécution, l'entreprise pourrait réduire de 20 % les heures de travail de tous les employés. En d'autres termes, tous les employés perdraient une journée de travail, au lieu que 20 employés mis à pied se voient imposer tout le fardeau de la réduction de travail.

Dans le cadre du programme de Travail partagé, chacun des 100 travailleurs dont les heures seraient réduites toucheraient des prestations d'a.-e. pour leur journée de chômage hebdomadaire. Supposons que tous les employés de l'unité de travail gagnent le même salaire horaire, le total des prestations d'a.-e. hebdomadaires versées chaque semaine serait le même, que l'on choisisse le programme de Travail partagé ou la mise à pied. Dans le cas d'une mise à pied, l'assurance-emploi verserait aux 20 travailleurs une semaine complète de chômage, tandis que dans le cas du programme de Travail partagé, des prestations correspondant à 20 % de la semaine seraient versées aux 100 travailleurs.

12.3.2 Critères d'admissibilité au programme de Travail partagé

Selon les critères d'admissibilité du programme de Travail partagé, les entreprises doivent satisfaire aux critères suivants pour pouvoir participer au programme :

- l'entreprise doit être en affaires au Canada depuis au moins deux ans;
- l'unité de travail doit comprendre au moins deux employés;
- la pénurie de travail doit être indépendante de la volonté de l'employeur;
- la pénurie de travail ne doit pas être causée par des facteurs saisonniers;
- l'employeur doit obtenir le consentement du syndicat des employés ou, s'il n'y a pas de syndicat, de tous les employés de l'unité de travail.

L'entreprise doit rédiger un plan de reprise des activités valable, indiquant la façon dont elle prévoit revenir à une pleine production dans le cadre de la procédure de demande. De plus, la réduction de travail prévue doit se situer entre 20 % et 60 %, représentant de une à trois journées dans une semaine de travail à temps plein. La durée de l'entente de Travail partagé doit être d'au moins six semaines, et d'au plus 26 semaines, avec une prolongation possible de 38 semaines.

Pour être admissible au programme de Travail partagé, un travailleur doit satisfaire aux mêmes exigences d'admissibilité que s'il demandait des prestations régulières d'a.-e. Si le travailleur est mis à pied à la suite du programme de Travail partagé, le versement des prestations de Travail partagé n'aura pas d'incidence sur les prestations d'a.-e. auxquelles il a droit.

12.4 Participation et dépenses

La présente section repose sur les données mensuelles relatives aux personnes qui ont touché des prestations de Travail partagé (selon la définition décrite à l'annexe A) au cours des exercices 1989-1990 à 2002-2003. Ces données permettront d'examiner :

- la participation au programme de Travail partagé et les dépenses pour chaque exercice;
- la participation et le chômage selon le trimestre;
- la participation selon la région;
- la participation selon le secteur d'activité;
- la participation selon le sexe et l'âge.

12.4.1 Participation et dépenses pour chaque exercice

Participation

Le tableau 1 présente les données annuelles sur la participation et les dépenses relatives aux prestations du programme de Travail partagé pour chaque exercice. La première colonne fait état du nombre de participants qui ont commencé à toucher des prestations de Travail partagé au cours de chaque exercice. La participation a été la plus élevée au cours des exercices 1990-1991 et 1991-1992, et la moins élevée au cours de l'exercice 1999-2000.

Tableau 1			
Participation et prestations versées aux participants du programme de Travail partagé			
Exercice	Nouvelles demandes de Travail partagé	Prestations de Travail partagé versées (dollars non indexés)	Prestations de Travail partagé versées (dollars du T1 de 1997)¹
1989-1990	42 430	31 257 589 \$	35 979 959 \$
1990-1991	125 262	124 890 067 \$	139 308 496 \$
1991-1992	106 024	110 327 046 \$	120 247 462 \$
1992-1993	58 354	63 151 012 \$	67 904 314 \$
1993-1994	29 389	27 023 807 \$	28 664 871 \$
1994-1995	11 919	10 783 245 \$	11 288 401 \$
1995-1996	18 689	15 607 620 \$	15 987 319 \$
1996-1997	11 764	9 930 799 \$	10 000 805 \$
1997-1998	8 618	8 800 882 \$	8 805 285 \$
1998-1999	14 106	15 686 738 \$	15 753 691 \$
1999-2000	7 995	6 572 208 \$	6 429 159 \$
2000-2001	17 269	17 599 199 \$	16 552 268 \$
2001-2002	47 837	50 220 043 \$	47 377 399 \$
2002-2003 ²	15 819	11 769 609 \$	10 812 686 \$
Remarques :			
1. Selon l'Indice des prix du PIB trimestriel, moyenne pour l'exercice (T1 de 1997 = 100)			
2. Certaines demandes pouvaient encore être actives au moment de l'étude. Les dépenses peuvent donc continuer d'augmenter.			
Sources : Participation et dépenses – Profil vectoriel de l'a.-e. Indice des prix du PIB – CANSIM II, Statistique Canada			

Dépenses relatives aux prestations

La deuxième colonne du tableau 1 indique le total en dollars non indexés versés aux participants dont la demande est entrée en vigueur au cours de chaque exercice. Cela signifie, par exemple, que tous les paiements d'une période de prestations ayant commencé en mars 1990 ont été comptabilisés au cours de l'exercice 1989-1990, même si la période en question pouvait se prolonger au cours de l'exercice 1990-1991. Il n'est pas étonnant de constater que les dépenses suivent plus ou moins la même tendance que la participation au programme. Les dépenses brutes relatives aux prestations de Travail partagé ont atteint un maximum de près de 125 millions de dollars au cours de l'exercice 1990-1991 (année de récession) et un minimum de 6,6 millions de dollars au cours de l'exercice 1999-2000.

La dernière colonne du tableau 1 présente les données relatives aux dépenses, qui ont été corrigées en fonction de l'inflation. Comme les dépenses varient considérablement, la correction pour tenir compte de l'inflation ne change pas de façon importante les tendances.

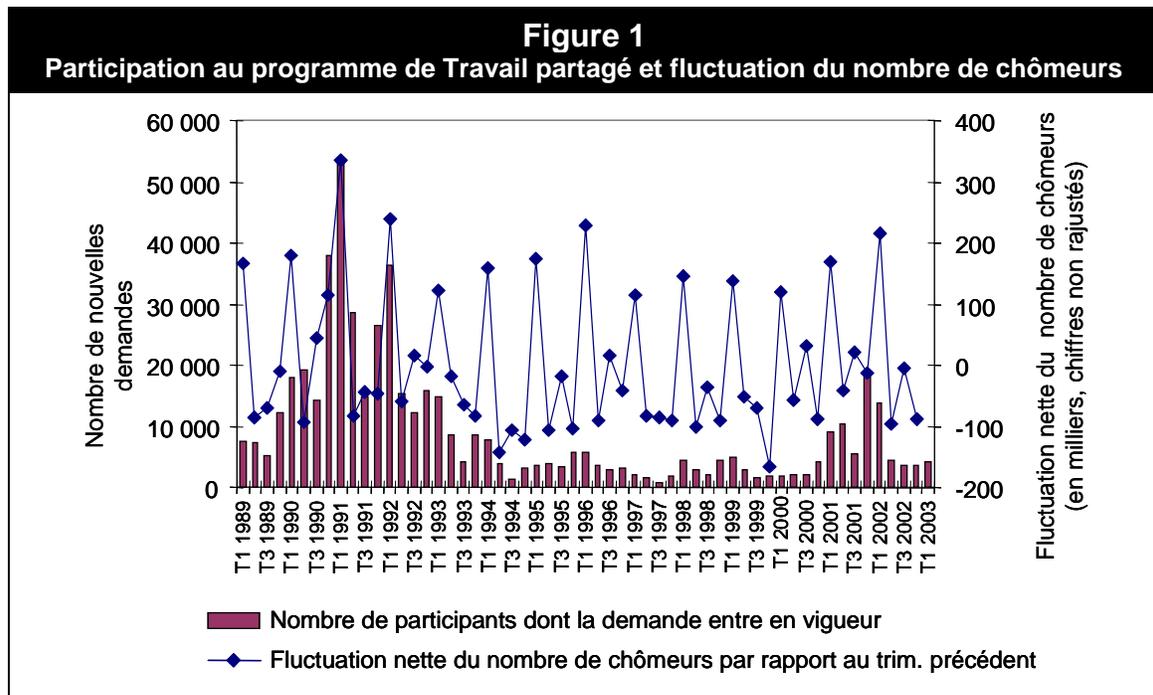
Il est bon de souligner que ces dépenses correspondent simplement à la somme de toutes les prestations versées aux prestataires pendant leur participation au programme de Travail partagé. Les coûts administratifs supplémentaires ou tout autre coût lié au programme ne sont pas inclus. En conséquence, le coût total du programme de Travail partagé pour le Compte d'a.-e. était plus élevé que ce qui est indiqué ici.

12.4.2 Participation et chômage selon le trimestre

Le recours au programme de Travail partagé est anticyclique. Cela signifie qu'on devrait en faire grand usage pendant les périodes de faible croissance économique et y avoir moins recours pendant les périodes de grande croissance économique.

Pour examiner la participation au programme et le taux de chômage, la figure 1 présente le nombre de participants qui ont présenté une demande de prestations de Travail partagé au cours de chaque trimestre, du premier trimestre de 1989 au premier trimestre de 2003. La figure 1 montre également le changement net du nombre moyen de chômeurs comparativement au trimestre précédent¹⁰⁴.

La comparaison du nombre de demandes de Travail partagé et de la fluctuation du taux de chômage indique qu'un grand nombre de participants se sont inscrits au programme de Travail partagé au moment où un grand nombre de personnes entraient dans une période de chômage. Par exemple, le chômage a atteint son taux de croissance le plus élevé au cours du premier trimestre de 1991, et les nouvelles demandes de Travail partagé ont également atteint leur maximum à cette période. De même, les nouvelles demandes de Travail partagé ont atteint leur niveau le plus bas au quatrième trimestre de 1999, le taux de chômage ayant connu sa baisse la plus rapide.



¹⁰⁴ Toutefois, ces deux séries ne sont pas parfaitement comparables. La participation au programme de Travail partagé est évaluée selon un flux brut, soit le nombre de nouvelles demandes de Travail partagé. Le changement du taux de chômage est un flux net : le nombre de personnes qui entrent en période de chômage moins le nombre de chômeurs actuels. Il faudrait utiliser le flux brut de nouveaux chômeurs pour établir une comparaison plus précise, mais Statistique Canada ne recueille plus de données sur cette série.

Corrélation entre la participation au programme et le taux de chômage

Pour confirmer l'hypothèse selon laquelle la participation au programme de Travail partagé est très anticyclique, le tableau 2 présente la corrélation entre le nombre de nouvelles demandes de Travail partagé par trimestre et la fluctuation par trimestre du nombre de chômeurs au Canada ainsi qu'en Colombie-Britannique, au Québec et Ontario.

Tableau 2 Corrélation entre le nombre trimestriel de nouvelles demandes de Travail partagé et la fluctuation du nombre de chômeurs par trimestre*		
	Corrélation	statistique <i>t</i>
Canada	0,4592	3,80
Colombie-Britannique	0,4154	3,36
Québec	0,4380	3,58
Ontario	0,4478	3,68
* Pour la période allant du T1 de 1989 au T4 de 2002 – 56 observations		
Sources : Demandes de Travail partagé – Profil vectoriel de l'a.-e. — Chômage – EPA		

Il existe une relation importante¹⁰⁵ dans les quatre cas. Cela confirme qu'il y a un rapport positif entre le taux de chômage et le recours au programme de Travail partagé.

Tendances saisonnières

La figure 1 porte aussi à croire que les tendances saisonnières sont fortement liées à l'usage du programme et au taux de chômage. Dans le cas du programme de Travail partagé, le nombre de nouvelles demandes est à son niveau le plus bas au troisième trimestre pratiquement chaque année. Le nombre de nouvelles demandes de Travail partagé semble atteindre son point culminant au quatrième trimestre d'une année donnée ou au premier trimestre de l'année suivante. Toutefois, le taux de chômage a tendance à augmenter au premier trimestre de chaque année puis à diminuer au deuxième, au troisième et au quatrième trimestre. Cette tendance saisonnière de la participation au programme est imprévue, compte tenu du fait que les règles du programme de Travail partagé interdisent précisément la conclusion d'ententes lorsque la pénurie de travail est attribuable à des facteurs saisonniers.

12.4.3 Participation au programme de Travail partagé selon la région

Le tableau 3 présente la participation annuelle au programme de Travail partagé, répartie par région. Il n'est pas étonnant que la plus grande province, soit l'Ontario, compte la plus grande part de nouvelles demandes pratiquement chaque année. Le taux de variation dans la proportion de participants d'une année à l'autre est toutefois surprenant. Il est

¹⁰⁵ Une statistique *t* supérieure à 1,30 est considérée comme importante à un intervalle de confiance de 90 %. Les résultats du tableau 2 satisfont à ce critère général et sont également considérés comme significatifs à un intervalle de confiance de 99 %.

clair que les différentes provinces ont été touchées par des ralentissements économiques à des moments différents. À des fins de comparaison, la dernière rangée du tableau 3 présente la répartition régionale de l'ensemble de la main-d'œuvre pour l'année 2002.

Ontario et Colombie-Britannique

L'Ontario affichait des niveaux de participation très élevés en 1989-1990 et 1990-1991, et très bas en 1997-1998. La Colombie-Britannique a manifestement connu, quant à elle, une économie relativement florissante en 1989-1990, n'ayant contribué qu'à 4 % des nouvelles demandes de Travail partagé au cours de cet exercice. Toutefois, en 1998-1999, les nouvelles demandes en Colombie-Britannique représentaient 31,1 % du total, ce qui est bien supérieur à la part de l'Ontario.

Québec

Le Québec se révèle un assez bon usager du programme de Travail partagé, le nombre de nouvelles demandes correspondant à 44 % en 2000-2001 et à 24,7 % en 1998-1999. Toutefois, les travailleurs au Québec ne représentent que 23,5 % environ de la population active canadienne.

Tableau 3							
Participation au programme de Travail partagé, selon la région							
Nombre de demandes présentées pour chaque exercice							
Exercice	Canada	Atlantique	Québec	Ontario	Prairies	C.-B.	Autres¹
1989-1990	42 430 100,0 %	1 355 3,2 %	11 341 26,7 %	23 182 54,6 %	4 840 11,4 %	1 711 4,0 %	1 0,0 %
1990-1991	125 262 100,0 %	4 477 3,6 %	33 167 26,5 %	62 654 50,0 %	11 099 8,9 %	13 856 11,1 %	9 0,0 %
1991-1992	106 024 100,0 %	6 807 6,4 %	32 166 30,3 %	42 956 40,5 %	13 179 12,4 %	10 876 10,3 %	40 0,0 %
1992-1993	58 354 100,0 %	3 258 5,6 %	20 914 35,8 %	19 412 33,3 %	9 283 15,9 %	5 425 9,3 %	62 0,1 %
1993-1994	29 389 100,0 %	1 674 5,7 %	9 503 32,3 %	11 460 39,0 %	3 875 13,2 %	2 829 9,6 %	48 0,2 %
1994-1995	11 919 100,0 %	734 6,2 %	5 084 42,7 %	3 635 30,5 %	998 8,4 %	1 453 12,2 %	15 0,1 %
1995-1996	18 689 100,0 %	754 4,0 %	7 396 39,6 %	6 142 32,9 %	2 191 11,7 %	2 199 11,8 %	7 0,0 %
1996-1997	11 764 100,0 %	845 7,2 %	3 792 32,2 %	3 711 31,5 %	1 858 15,8 %	1 545 13,1 %	13 0,1 %
1997-1998	8 618 100,0 %	541 6,3 %	2 989 34,7 %	1 869 21,7 %	675 7,8 %	2 527 29,3 %	17 0,2 %
1998-1999	14 106 100,0 %	350 2,5 %	3 478 24,7 %	3 058 21,7 %	2 805 19,9 %	4 394 31,1 %	21 0,1 %
1999-2000	7 995 100,0 %	578 7,2 %	2 670 33,4 %	2 233 27,9 %	1 460 18,3 %	1 038 13,0 %	16 0,2 %

Tableau 3 (suite)
Participation au programme de Travail partagé, selon la région
Nombre de demandes présentées pour chaque exercice

Exercice	Canada	Atlantique	Québec	Ontario	Prairies	C.-B.	Autres ¹
2000-2001	17 269 100,0 %	603 3,5 %	7 606 44,0 %	5 586 32,3 %	1 259 7,3 %	2 214 12,8 %	1 0,0 %
2001-2002	47 837 100,0 %	2 083 4,4 %	16 051 33,6 %	21 092 44,1 %	3 261 6,8 %	5 338 11,2 %	12 0,0 %
2002-2003	15 819 100,0 %	490 3,1 %	4 771 30,2 %	6 967 44,0 %	2 266 14,3 %	1 325 8,4 %	0 0,0 %
Total de la population active 2002 (en milliers)	16 689,4 100,0 %	1 193,6 7,2 %	3 929,9 23,5 %	6 531,5 39,1 %	2 876,7 17,2 %	2 157,8 12,9 %	S.O. S.O.
Remarque : 1. Par « Autres », on entend les Territoires et des régions à l'extérieur du Canada.							
Sources : Participation au Programme de Travail partagé – Profil vectoriel de l'a.-e. – Population active – EPA							

Les Prairies

Les provinces des Prairies (Manitoba, Saskatchewan et Alberta) ont une part relativement uniforme de la participation totale au programme. Le nombre total de nouvelles demandes dans ces provinces a varié de 6,8 % en 2001-2002 à 19,9 % en 1998-1999.

Canada atlantique

Enfin, le programme de Travail partagé ne semble pas très en demande dans les provinces de l'Atlantique. La part de cette région a fluctué, allant de 2,5 % du total des nouvelles demandes en 1998-1999 à 7,2 % en 1996-1997, cette proportion étant toujours égale ou inférieure à sa part totale de la population active.

12.4.4 Participation au programme de Travail partagé selon le secteur d'activité

Certaines différences à l'égard du recours au programme selon la région peuvent s'expliquer par la présence des diverses industries qu'on y trouve et qui en soutiennent l'économie. Le tableau 4 montre la participation au programme de Travail partagé selon les principaux secteurs d'activité. Ces résultats révèlent que certaines industries font usage du programme plus souvent que d'autres de façon périodique, et que certaines font face aux récessions à des moments différents des autres. À des fins de comparaison, la dernière rangée du tableau 4 indique le nombre total d'employés dans chaque secteur d'activité pour l'ensemble du Canada.

Industrie manufacturière

Chaque année de la période visée, l'industrie manufacturière a été le principal utilisateur du Programme de Travail partagé. Les nouvelles demandes dans cette industrie pouvaient représenter jusqu'à 80 % du total des nouvelles demandes (en 2000-2001) et leur proportion n'a jamais été inférieure à 57 % (en 1992-1993). Cette proportion est très élevée si l'on tient compte du fait que les travailleurs dans l'industrie manufacturière ne comptaient que pour 15,1 % des employés en 2002.

La concentration élevée d'entreprises manufacturières au Québec et en Ontario explique en partie pourquoi les travailleurs de ces deux provinces représentent une part élevée des participants au programme de Travail partagé.

Services

Le secteur des services se classe au deuxième rang des usagers du programme de Travail partagé. Les nouvelles demandes provenant de ce secteur comptaient pour 35,5 % des nouvelles demandes en 1992-1993 et leur proportion n'a jamais été moindre que 14 % (en 2000-2001). Toutefois, cette proportion est bien inférieure à la part de la population active dans ce secteur.

Gouvernement

Le secteur gouvernemental fait rarement appel au programme de Travail partagé, et ce, parce que ce secteur a rarement besoin de faire des mises à pied temporaires massives. Néanmoins, le nombre de nouvelles demandes du secteur gouvernemental représentait 1,6 % et 3,6 % du total des nouvelles demandes en 1992-1993 et 1993-1994, respectivement.

Tableau 4						
Participation au programme de Travail partagé, selon le secteur d'activité						
Nombre de demandes présentées pour chaque exercice						
Exercice	Total	Primaire	Fabrication	Services	Gouvernement	Construction
1989-1990	42 430 100,0 %	620 1,5 %	31 731 74,8 %	7 725 18,2 %	91 0,2 %	763 1,8 %
1990-1991	125 262 100,0 %	1 691 1,3 %	87 055 69,5 %	31 805 25,4 %	70 0,1 %	3 508 2,8 %
1991-1992	106 024 100,0 %	1 031 1,0 %	65 750 62,0 %	34 509 32,5 %	457 0,4 %	3 553 3,4 %
1992-1993	58 354 100,0 %	593 1,0 %	33 238 57,0 %	20 688 35,5 %	933 1,6 %	2 571 4,4 %
1993-1994	29 389 100,0 %	183 0,6 %	18 507 63,0 %	8 512 29,0 %	1 049 3,6 %	1 005 3,4 %
1994-1995	11 919 100,0 %	91 0,8 %	6 930 58,1 %	4 149 34,8 %	21 0,2 %	609 5,1 %
1995-1996	18 689 100,0 %	54 0,3 %	14 344 76,8 %	3 818 20,4 %	4 0,0 %	440 2,4 %

Tableau 4 (suite)
Participation au programme de Travail partagé, selon le secteur d'activité
Nombre de demandes présentées pour chaque exercice

Exercice	Total	Primaire	Fabrication	Services	Gouvernement	Construction
1996-1997	11 764 100,0 %	85 0,7 %	7 745 65,8 %	3 655 31,1 %	12 0,1 %	248 2,1 %
1997-1998	8 618 100,0 %	227 2,6 %	5 629 65,3 %	2 429 28,2 %	4 0,0 %	184 2,1 %
1998-1999	14 106 100,0 %	611 4,3 %	8 876 62,9 %	4 057 28,8 %	2 0,0 %	541 3,8 %
1999-2000	7 995 100,0 %	128 1,6 %	5 906 73,9 %	1 627 20,4 %	1 0,0 %	327 4,1 %
2000-2001	17 269 100,0 %	151 0,9 %	13 817 80,0 %	2 422 14,0 %	9 0,1 %	574 3,3 %
2001-2002	47 837 100,0 %	433 0,9 %	33 488 70,0 %	12 830 26,8 %	4 0,0 %	527 1,1 %
2002-2003	15 819 100,0 %	127 0,8 %	12 548 79,3 %	2 431 15,4 %	5 0,0 %	249 1,6 %
Total d'employés en 2002 (en milliers)	15 411,8 100,0 %	733,5 4,8 %	2 326,2 15,1 %	10 691,3 69,4 %	778 5,0 %	882,8 5,7 %
Remarque : Les pourcentages ne peuvent donner 100 % puisque certaines observations provenaient d'industries non identifiées.						
Sources : WS Participation au Programme de travail partagé – Profil vectoriel de l'AE – Total d'employés – EPA						

Industrie primaire

Il est intéressant de souligner que le nombre de nouvelles demandes provenant de l'industrie primaire, qui représentent habituellement une petite part de l'utilisation totale du programme, correspondait à 4,3 % des nouvelles demandes en 1998-1999. C'est d'ailleurs l'année au cours de laquelle les provinces des Prairies et la Colombie-Britannique affichaient la proportion la plus élevée d'utilisateurs du programme (comme il est indiqué au tableau 3). De même, au cours des années où l'industrie manufacturière a eu recours au programme plus qu'à l'habitude, les économies de l'Ontario et du Québec étaient à l'avenant.

Tableau 5
Participation au programme de Travail partagé, selon le sexe et l'âge
Nombre de demandes ayant commencé au cours de chaque exercice

Exercice	Total	Hommes	Femmes	Jeunes (15-24)	Dans la force de l'âge (25-54)	Âgés (55+)
1989-1990	42 430 100,0 %	27 168 64,0 %	15 262 36,0 %	6 374 15,0 %	32 623 76,9 %	3 431 8,1 %
1990-1991	125 262 100,0 %	84 965 67,8 %	40 297 32,2 %	15 669 12,5 %	98 706 78,8 %	10 866 8,7 %
1991-1992	106 024 100,0 %	73 430 69,3 %	32 594 30,7 %	11 513 10,9 %	85 523 80,7 %	8 960 8,5 %
1992-1993	58 354 100,0 %	41 249 70,7 %	17 105 29,3 %	5 523 9,5 %	48 043 82,3 %	4 762 8,2 %
1993-1994	29 389 100,0 %	18 480 62,9 %	10 909 37,1 %	2 316 7,9 %	24 541 83,5 %	2 528 8,6 %

Tableau 5 (suite)						
Participation au programme de Travail partagé, selon le sexe et l'âge						
Nombre de demandes ayant commencé au cours de chaque exercice						
Exercice	Total	Hommes	Femmes	Jeunes (15-24)	Dans la force de l'âge (25-54)	Âgés (55+)
1994-1995	11 919 100,0 %	7 481 62,8 %	4 438 37,2 %	1 304 10,9 %	9 722 81,6 %	892 7,5 %
1995-1996	18 689 100,0 %	12 108 64,8 %	6 581 35,2 %	1 556 8,3 %	15 443 82,6 %	1 682 9,0 %
1996-1997	11 764 100,0 %	7 767 66,0 %	3 997 34,0 %	1 097 9,3 %	9 701 82,5 %	962 8,2 %
1997-1998	8 618 100,0 %	5 662 65,7 %	2 956 34,3 %	959 11,1 %	6 974 80,9 %	684 7,9 %
1998-1999	14 106 100,0 %	10 076 71,4 %	4 030 28,6 %	1 525 10,8 %	11 476 81,4 %	1 102 7,8 %
1999-2000	7 995 100,0 %	5 333 66,7 %	2 662 33,3 %	1 054 13,2 %	6 310 78,9 %	629 7,9 %
2000-2001	17 269 100,0 %	11 942 69,2 %	5 327 30,8 %	2 167 12,5 %	13 449 77,9 %	1 650 9,6 %
2001-2002	47 837 100,0 %	29 810 62,3 %	18 027 37,7 %	4 151 8,7 %	39 324 82,2 %	4 354 9,1 %
2002-2003	15 819 100,0 %	11 054 69,9 %	4 765 30,1 %	1 484 9,4 %	12 879 81,4 %	1 452 9,2 %
Total de la population active en 2002 (en milliers)	16 689,4	8 989,8	7 699,6	2 741,2	12 065,2	1 883
Total de la population active en 2002 (en milliers)	100,0 %	53,9 %	46,1 %	16,4 %	72,3 %	11,3 %
Nombre d'employés dans l'industrie de la fabrication en 2002 (en milliers)	2 231,4	1 586,7	644,7	243,6	1 766,2	221,6
	100,0 %	71,1 %	28,9 %	10,9 %	79,2 %	9,9 %
Population active employés dans l'industrie de la fabrication – EPA						
Sources : Participation au programme de Travail partagé – Profil vectoriel de l'a.-e.						

12.4.5 Participation au programme de Travail partagé selon les données démographiques

Bien que l'on observe une fluctuation importante du recours au programme selon la région et le secteur d'activité, le tableau 5 révèle que la participation au programme selon le sexe et l'âge est demeurée relativement uniforme au fil des ans.

Sexe

Chaque année de la période visée, les hommes étaient les plus nombreux à participer au programme de Travail partagé, ayant représenté jusqu'à 71,4 % du nombre total de participants (en 1998-1999) et jamais moins de 62,3 % (en 2001-2002).

Âge

Le tableau 5 montre également une légère fluctuation au fil des ans selon l'âge. La grande majorité des participants au programme de Travail partagé étaient dans la force de l'âge. Les travailleurs de ce groupe (âgés de 25 à 54 ans) ont représenté jusqu'à 83,5 % des usagers du programme (en 1993-1994) et jamais moins de 76,9 % (en 1989-1990). Les travailleurs âgés (55 ans et plus) représentent une part plus petite mais constante des usagers du programme, allant de 7,5 % en 1994-1995 à 9,6 % en 2000-2001.

Le pourcentage d'usagers du programme parmi les jeunes (âgés de 15 à 24 ans) a légèrement fluctué. Les jeunes représentaient, au niveau le plus bas, 7,9 % des utilisateurs du programme en 1993-1994 et, au niveau le plus élevé, 15 % des usagers en 1989-1990.

Données démographiques dans l'industrie de la fabrication

À des fins de comparaison, les deux dernières rangées du tableau 5 présentent la répartition selon le sexe et l'âge pour l'ensemble de la population active canadienne et pour l'industrie de la fabrication. La participation au programme selon le sexe et l'âge suit généralement la même tendance que celle de l'industrie de la fabrication, qui est le principal usager du programme de Travail partagé. Cette industrie emploie un pourcentage élevé d'hommes dans la force de l'âge, comparativement à l'ensemble de la population active, ce qui se reflète dans la participation au programme de Travail partagé.

12.5 Expériences des participants au programme de Travail partagé

La présente section porte sur les expériences des participants au programme de Travail partagé et examine ce qui suit :

- la réduction moyenne du travail;
- la durée moyenne des prestations de Travail partagé;
- les prestations hebdomadaires moyennes.

12.5.1 Réduction moyenne du travail

La première colonne du tableau 6 montre la réduction moyenne du travail pour les personnes qui ont touché des prestations de Travail partagé.

On obtient la réduction de travail pour une semaine donnée en divisant les prestations que le travailleur a reçues cette semaine-là par le montant que le participant au programme de Travail partagé aurait reçu s'il avait touché des prestations pour une semaine entière (taux de prestations). Le calcul de la réduction moyenne touchant le travailleur devrait exclure les semaines pour lesquelles aucune prestation n'a été versée, à moins que l'absence de prestations s'explique par le fait qu'il n'y a eu aucune réduction de travail

cette semaine-là. En ce qui concerne les semaines où aucune prestation n'a été versée pour toute autre raison, on ne peut évaluer la réduction de travail pour ces semaines-là.

Pour évaluer la réduction moyenne du travail pour l'ensemble des travailleurs, on a divisé le total des prestations de Travail partagé versées pour toutes les semaines par le taux de prestations total pour toutes les semaines où des prestations ont été versées. On a exclu les semaines pour lesquelles aucune prestation n'a été versée, sauf dans le cas des semaines où l'on a déclaré une semaine entière de travail.

Le tableau 6 montre que la réduction moyenne du travail est demeurée relativement constante, à environ 29 %, au cours de chaque exercice, ce qui correspond à une réduction moyenne du travail d'environ 1,5 jour par semaine pour un travailleur à temps plein.

12.5.2 Durée moyenne

La deuxième colonne du tableau 6 indique la durée moyenne des semaines de prestations de Travail partagé. On obtient cette moyenne en divisant le nombre total de semaines pendant lesquelles des prestations ont été versées (même si le paiement correspond à 0 \$) par le nombre de participants qui ont reçu des prestations. La durée moyenne, qui s'établit à 17,6 semaines environ, est demeurée assez constante d'un exercice à l'autre.

12.5.3 Prestations hebdomadaires moyennes

La troisième colonne du tableau 6 montre les prestations hebdomadaires moyennes du Travail partagé. On obtient cette moyenne en divisant les prestations totales versées par le nombre total de semaines pour lesquelles des prestations ont été versées. Ainsi, toutes les semaines de Travail partagé sont incluses dans le calcul, même celles pour lesquelles aucune prestation n'a été versée. Il convient de préciser que la colonne 3 n'est pas directement comparable à la colonne 1, car on ne peut être certain qu'un travailleur qui fait face à la réduction moyenne indiquée dans la première colonne recevra, en moyenne, le montant des prestations hebdomadaires indiqué dans la troisième colonne. Cela serait le cas uniquement si la réduction de travail était, en moyenne, demeurée la même pendant les semaines où elle n'a pu être évaluée.

La quatrième colonne du tableau 6 montre les prestations hebdomadaires moyennes (rajustées selon l'inflation). Les troisième et quatrième colonnes indiquent que les prestations moyennes versées pour une semaine de Travail partagé sont demeurées assez constantes au cours des 13 dernières années, à environ 59 \$ en dollars de 1997.

Tableau 6				
Réduction moyenne du travail, prestations hebdomadaires et durée du Travail partagé				
Exercice	Réduction moyenne du travail¹ (%)	Durée moyenne (semaines)	Prestations hebdomadaires moyennes (dollars non indexés)	Prestations hebdomadaires moyennes (dollars du T1 de 1997²)
1989-1990	29,3 %	16,2	45,50 \$	52,37 \$
1990-1991	29,0 %	18,6	53,50 \$	59,67 \$
1991-1992	28,1 %	17,9	58,15 \$	63,38 \$
1992-1993	27,9 %	17,8	60,67 \$	65,23 \$
1993-1994	28,5 %	16,1	57,12 \$	60,59 \$
1994-1995	29,6 %	16,7	54,07 \$	56,61 \$
1995-1996	28,4 %	16,3	51,39 \$	52,64 \$
1996-1997	29,5 %	16,2	52,23 \$	52,60 \$
1997-1998	30,7 %	16,4	62,40 \$	62,43 \$
1998-1999	30,3 %	18,1	61,60 \$	61,87 \$
1999-2000	28,2 %	15,2	54,23 \$	53,05 \$
2000-2001	29,2 %	17,1	59,54 \$	56,00 \$
2001-2002	26,9 %	18,8	55,87 \$	52,70 \$
2002-2003	27,6 %	13,4	55,37 \$	50,87 \$

Remarques :

1. Prestations hebdomadaires versées/taux de prestations hebdomadaires pour une semaine entière; exclut les semaines où aucune prestation n'a été versée, sauf si une semaine entière de travail a été déclarée, c.-à-d. si, par exemple, le participant au Travail partagé n'a touché aucune prestation parce qu'il avait un autre revenu. Il est impossible d'évaluer la réduction de travail pour cette semaine-là.
2. Selon l'Indice des prix du PIB trimestriel, moyenne pour l'exercice (T1 de 1997 = 100).

Sources : Profil vectoriel de l'a.-e., CANSIM II

12.6 Mises à pied évitées ou retardées grâce au Travail partagé

Le programme de Travail partagé vise principalement à éviter les mises à pied. Ainsi, la présente section porte sur le nombre de mises à pied qui ont été évitées grâce au programme.

Pour déterminer le nombre de mises à pied évitées ou retardées, il importe de savoir avant tout combien de mises à pied auraient eu lieu en l'absence du programme de Travail partagé. Il a donc fallu établir dans quelle mesure les entreprises ont réellement réduit les heures de travail dans le cadre du programme de Travail partagé, en tenant pour acquis que la réduction de travail aurait été la même si la mise à pied s'était concrétisée. En d'autres termes, on suppose que si des employeurs décidaient de réduire le nombre d'heures de travail de leurs employés de 30 % dans le cadre du programme de Travail partagé, ils auraient mis à pied 30 % de leur effectif si le programme de Travail partagé n'avait pas été offert¹⁰⁶. Le nombre de demandes de Travail partagé (tiré du tableau 1) et

¹⁰⁶ Cette méthode n'a pas pour objectif d'évaluer les répercussions de l'équilibre général sur l'économie tout entière. Elle évalue simplement le nombre de mises à pied qu'une entreprise pourrait effectuer si le Programme de Travail partagé n'existait pas.

la réduction de travail moyenne¹⁰⁷ (tirée du tableau 6) ont été regroupés au tableau 7 pour établir le nombre de mises à pied qui se seraient produites chaque année en l'absence du programme de Travail partagé¹⁰⁸.

On peut supposer que ces chiffres correspondent au nombre de mises à pied qui ont été évitées ou retardées grâce au programme de Travail partagé. Pour en arriver au nombre de mises à pied qui ont été réellement évitées grâce au programme de Travail partagé, il faudrait soustraire le nombre de mises à pied qui se sont produites après le programme car, de toute évidence, ces mises à pied n'ont pas été évitées. Toutefois, cette information dépasse la portée du présent rapport de contrôle, et ce rajustement sera effectué dans l'Évaluation du programme de Travail partagé à venir.

Le tableau 7 indique le nombre de mises à pied évitées ou retardées grâce au programme de Travail partagé, le nombre le plus élevé correspondant à 36 319 au cours de l'exercice 1990-1991, et le moins élevé, à 2 253 au cours de l'exercice 1999-2000. Ces données sont, à peu de chose près, directement proportionnelles au nombre de participants, car la réduction de travail est sensiblement la même d'une année à l'autre.

Tableau 7			
Mises à pied évitées ou retardées grâce au programme de Travail partagé			
Exercice	Demandes de Travail partagé	Réduction de travail	Mises à pied évitées ou retardées¹
1989-1990	42 430	29,3 %	12 429
1990-1991	125 262	29,0 %	36 319
1991-1992	106 024	28,1 %	29 839
1992-1993	58 354	27,9 %	16 304
1993-1994	29 389	28,5 %	8 362
1994-1995	11 919	29,6 %	3 530
1995-1996	18 689	28,4 %	5 316
1996-1997	11 764	29,5 %	3 465
1997-1998	8 618	30,7 %	2 643
1998-1999	14 106	30,3 %	4 273
1999-2000	7 995	28,2 %	2 253
2000-2001	17 269	29,2 %	5 035
2001-2002	47 837	26,9 %	12 852
2002-2003	15 819	27,6 %	4 374

Remarque :

1. En supposant que la réduction totale du travail est équivalente, que l'on choisisse le programme de Travail partagé ou des mises à pied. On suppose également que la réduction moyenne du travail est demeurée la même pendant les semaines où elle n'a pu être évaluée.

Source : Profil vectoriel de l'assurance-emploi.

¹⁰⁷ Il faut supposer que la réduction de travail moyenne est demeurée la même pendant les semaines où elle n'a pu être évaluée.

¹⁰⁸ Toutefois, ces nombres de mises à pied évitées ou retardées pourraient être rajustés à la baisse si on suppose qu'il existe des mesures privées de travail partagé autres que le Programme de Travail partagé, car ces mises à pied évitées n'auraient pas d'incidence supplémentaire sur le programme. On examinera la situation davantage dans l'Évaluation du programme de Travail partagé.

12.7 Incidence de la réforme de l'assurance-emploi

Habituellement, dans un rapport de contrôle de cette nature, l'incidence de la réforme de l'assurance-emploi de 1996 devrait être examinée. Les réformes ont énormément changé les règles d'admissibilité à l'a.-e. ainsi que la durée de l'admissibilité aux prestations d'a.-e. Ainsi, les rapports de contrôle comparent généralement le pourcentage de personnes qui ont cessé de travailler et touché des prestations d'a.-e., de même que la durée de leur période d'admissibilité au cours des périodes qui ont précédé et suivi la réforme de l'a.-e.

Dans la présente étude, toutefois, on n'a pas vraiment tenu compte du pourcentage de participants qui ont touché des prestations avant et après la réforme de l'a.-e., car tous les participants inscrits dans la base de données ont touché des prestations d'a.-e. en raison de la nature du programme de Travail partagé et de la nature des données de ce programme. De plus, la durée maximale du versement des prestations de Travail partagé est fixée à 26 semaines, ce qui n'a pas été modifié par la réforme de l'assurance-emploi.

Il est possible que les réformes de l'a.-e. aient eu une incidence sur l'admissibilité des personnes au programme de Travail partagé. Pour confirmer cette hypothèse, il faudrait toutefois effectuer un sondage auprès des travailleurs qui ont été refusés et des participants au programme.

12.8 Conclusion

Le présent rapport a évalué le recours au programme de Travail partagé. L'analyse a débuté par l'examen de la participation au programme et des dépenses relatives aux prestations d'a.-e. versées aux participants du programme de Travail partagé. Les résultats concernant la participation ont également été répartis par trimestres et comparés aux fluctuations du taux de chômage, afin que l'on puisse examiner la nature anticyclique du recours au programme. Les résultats ont révélé que le recours au programme a varié largement (allant de 125 262 participants en 1990-1991 à 7 995 participants en 1999-2000).

L'analyse a ensuite porté sur la participation au programme selon la région, le secteur d'activité et certaines données démographiques. On a constaté que la participation au programme de Travail partagé variait selon la région en fonction de la conjoncture économique régionale, l'Ontario et le Québec comptant le plus grand nombre d'utilisateurs. L'industrie manufacturière a toujours été le principal usager du programme de Travail partagé, et continue de l'être, ce qui représente environ les deux tiers du nombre total de participants. Les hommes comptent pour la majeure partie des participants au programme de Travail partagé, tout comme les travailleurs dans la force de l'âge (ceux qui sont âgés de 25 à 54 ans, soit environ 80 % des participants chaque année).

Le rapport a ensuite examiné l'expérience moyenne des participants au programme de Travail partagé qui ont reçu des prestations. La réduction de travail moyenne s'élevait à environ 29 %, soit presque 1,5 jour de travail pour un travailleur à temps plein. La durée moyenne des prestations de Travail partagé était de 17,6 semaines, et les prestations moyennes versées correspondaient à environ 59 \$ par semaine (en dollars de 1997).

Enfin, compte tenu de la réduction de travail moyenne et du taux de participation chaque année, le rapport a évalué le nombre de mises à pied qui ont été évitées ou retardées grâce au programme de Travail partagé. Comme on a pu l'observer dans le cas de la participation au programme, ces données variaient considérablement. Par exemple, on estime que les mises à pied évitées ou retardées grâce au programme se chiffraient à 36 319 en 1990-1991, et à 2 253 en 1999-2000, soit le niveau le plus haut et le plus bas, respectivement. Dans le cas des mises à pied survenues après le programme, les données seront rajustées dans l'Évaluation du programme de Travail partagé à venir, pour que l'on puisse établir le nombre de mises à pied qui ont réellement été évitées grâce au programme.

Annexe A – Détermination du nombre de participants au programme de Travail partagé

Plusieurs moyens permettent de repérer les travailleurs qui ont participé au programme de Travail partagé dans la base de données de l'assurance-emploi. Avant d'adhérer au programme, chaque participant est censé obtenir un relevé d'emploi (RE) de son employeur, sur lequel le motif de cessation d'emploi devrait être « H » – Travail partagé. Le RE est donc un moyen de déterminer le nombre de participants au programme de Travail partagé.

L'information sur les demandes d'a.-e. est tirée du profil vectoriel de l'assurance-emploi. Étant donné que le Travail partagé est considéré comme l'une des nombreuses « utilisations de l'a.-e. à des fins productives », le « code 2 » est inscrit dans le champ des fins productives dans le dossier des travailleurs touchant des prestations de Travail partagé. Voilà donc une autre façon de déterminer le nombre de participants au programme.

Dans le présent document, les participants au programme de Travail partagé sont ceux qui ont touché au moins une semaine de prestations pour Travail partagé (« code 6 » dans les enregistrements complémentaires du profil vectoriel), même si le montant du paiement était 0 \$¹⁰⁹ (le participant au programme de Travail partagé pouvait, par exemple, être inscrit pendant plusieurs semaines au programme, mais ne toucher aucun montant chaque semaine parce qu'il travaillait ailleurs pendant la période visée par la demande, etc.). Les participants qui ont touché des prestations de Travail partagé sont considérés comme des participants, qu'ils aient reçu un RE avec la mention Travail partagé ou qu'un code soit indiqué dans le champ « utilisation à fins productives ». Les recherches précédentes révèlent qu'environ 80 % des participants qui ont touché des prestations de Travail partagé ont réellement reçu un RE avec la mention « Travail partagé ».

Les recherches antérieures révèlent également qu'il peut y avoir un écart considérable entre le nombre de participants enregistrés dans le profil vectoriel de l'a.-e. et le nombre consigné dans les rapports annuels du programme de Travail partagé. Les chiffres contenus dans le rapport annuel sont fondés sur le nombre de participants indiqués dans les dossiers des ententes de Travail partagé conclues avec les entreprises participantes. Comme les

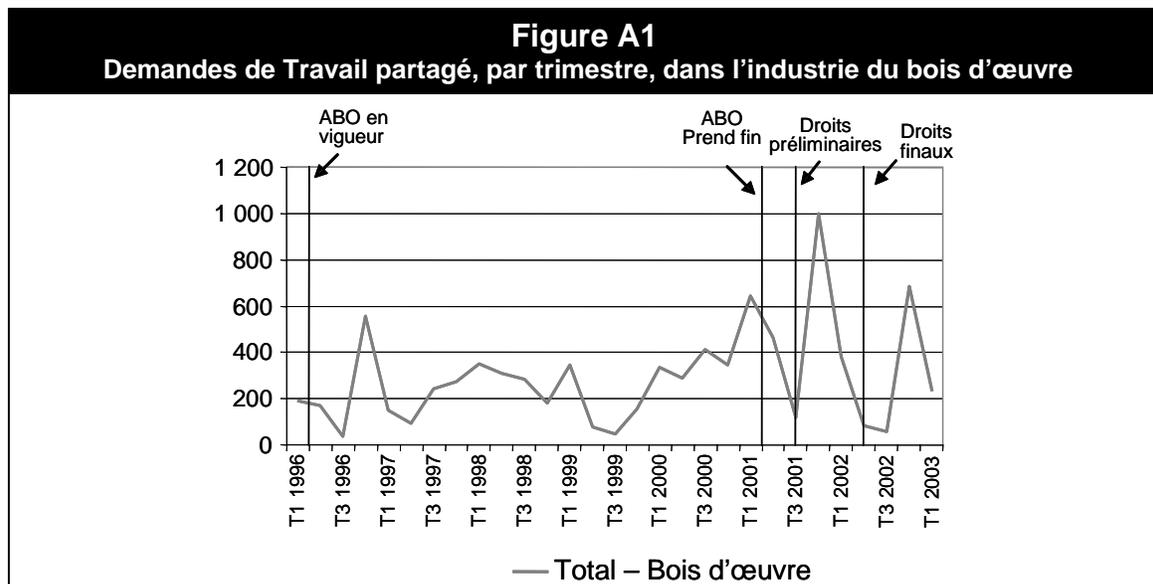
¹⁰⁹ Cette définition diffère quelque peu par rapport à l'Évaluation du programme de Travail partagé à venir, qui ne compte que les participants ayant touché au moins un dollar à titre de participant au programme. En conséquence, les chiffres présentés dans ce rapport sont légèrement plus élevés que ceux signalés dans l'évaluation.

entreprises peuvent modifier l'unité de travail pendant toute la période de Travail partagé, les chiffres figurant dans les dossiers des ententes ne correspondent pas nécessairement à ceux du profil vectoriel, lesquels ont tendance à être légèrement plus élevés.

Annexe B – Travail partagé dans l'industrie du bois d'œuvre

La participation des travailleurs de l'industrie du bois d'œuvre au programme de Travail partagé est particulièrement intéressante. Cette industrie a fait face à des circonstances difficiles au cours des dernières années. L'Accord sur le bois d'œuvre (ABO), conclu avec les États-Unis, a régi le commerce du bois d'œuvre du 1^{er} avril 1996 au 31 mars 2001 et restreint les exportations canadiennes selon un système de quotas. Après l'expiration de l'ABO, les États-Unis ont imposé des droits compensatoires préliminaires sur le bois d'œuvre canadien en août 2001, d'une durée de quatre mois, puis des droits compensatoires et antidumping avoisinant les 27 %, en mai 2002.

La figure A1 montre le nombre trimestriel de nouvelles demandes de Travail partagé présentées par l'industrie du bois d'œuvre pendant et après l'ABO. Le nombre de demandes de Travail partagé a augmenté après l'imposition des droits à la fin de 2001. L'économie connaissait à ce moment-là des moments difficiles car les événements du 11 septembre 2001 étaient survenus peu de temps auparavant. Le présent rapport ne tente pas d'évaluer dans quelle mesure l'augmentation des demandes de Travail partagé est attribuable aux droits qui ont été imposés ou aux difficultés économiques.



Le tableau A1 fait état du nombre de demandes de Travail partagé présentées par l'industrie du bois d'œuvre pour chaque exercice. Il montre que, même si l'augmentation des demandes de Travail partagé après l'imposition des droits a été importante, ces données sont éclipsées par la participation au début des années 1990.

Tableau A1
Demandes de Travail partagé présentées par l'industrie du bois d'œuvre

Exercice	Fabrication de produits de bois	Exploitation forestière et foresterie	Total bois d'œuvre
1989-1990	2 303	72	2 375
1990-1991	11 351	1 157	12 508
1991-1992	5 063	246	5 309
1992-1993	2 680	95	2 775
1993-1994	1 638	10	1 648
1994-1995	810	12	822
1995-1996	1 221	10	1 231
1996-1997	872	40	912
1997-1998	753	207	960
1998-1999	752	364	1 116
1999-2000	594	14	608
2000-2001	1 633	58	1 691
2001-2002	1 654	308	1 962
2002-2003	1 002	52	1 054

Source : Profil vectoriel de l'assurance-emploi.

13. La réforme de l'assurance-emploi et le travail pendant une période de prestations

13.1 Sommaire

Le présent rapport vise à examiner les données démographiques et la prévalence du travail pendant une période de prestations, ainsi qu'à analyser les changements associés aux réformes de l'assurance-emploi de 1996-1997. En particulier, il examine l'incidence de l'allègement des restrictions concernant la rémunération admissible pendant une période de prestations. En vertu de l'ancien régime de l'assurance-chômage, les prestataires pouvaient gagner un revenu d'emploi équivalant à 25 % de leurs prestations d'assurance-chômage hebdomadaires sans que leurs prestations ne soient réduites. Si leurs gains dépassaient cette limite, alors leurs prestations étaient réduites d'un montant équivalent. Ces limites ont été abaissées à la suite de la réforme de l'a.-e., afin que ceux qui touchent un taux de prestations de 200 \$ ou moins puissent gagner un revenu de 50 \$ par semaine sans diminuer leurs prestations hebdomadaires. Par exemple, avant la réforme de l'a.-e., un prestataire touchant 100 \$ de prestations par semaine ne pouvait gagner que 25 \$ avant que ses prestations ne soient réduites. En vertu de la nouvelle loi, le même prestataire peut toucher au maximum 50 \$ sans connaître une réduction de ses prestations. Il est possible que cette modification diminue le nombre de prestataires dont les prestations ont été réduites parce qu'ils ont déclaré du travail pendant une période de prestations, et incite davantage les prestataires ayant un taux de prestations de moins de 200 \$ à travailler davantage pendant leur période de prestations.

Données et méthode

Les données de la présente étude sont principalement tirées de l'Enquête canadienne par panel sur l'interruption d'emploi (ECPIE). Cette enquête fournit des renseignements importants sur les conditions socio-économiques ainsi que d'autres renseignements personnels et liés à l'emploi qui ont servi à l'élaboration des statistiques descriptives.

Principales constatations

- Il arrive fréquemment qu'un prestataire travaille pendant sa période de prestations. Environ 51,8 % des prestataires ont conservé un certain lien avec le marché du travail pendant leur période de prestations.
- La forme la plus courante de travail pendant une période de prestations entraîne habituellement un report des prestations d'a.-e. parce que la rémunération du prestataire dépasse la valeur de sa demande. On a reporté les prestations d'environ 41,2 % des prestataires qui ont travaillé pendant au moins une semaine au cours de leur période de prestations. Environ 32,6 % des prestataires qui ont travaillé au moins une semaine pendant leur période de prestations ont touché des prestations partiellement

réduites. Enfin, 11,8 % des prestataires qui ont travaillé pendant au moins une semaine au cours de leur période de prestations n'ont pas touché suffisamment de gains pour que ceux-ci aient une incidence sur leurs prestations d'assurance-emploi.

- Les prestataires d'a.-e. fréquents sont un peu plus susceptibles de travailler pendant une période de prestations et semblent également avoir un comportement différent lorsqu'ils travaillent pendant cette période. Il est toutefois impossible d'en déterminer la raison à l'heure actuelle.
- Le pourcentage global de prestataires ayant travaillé pendant une période de prestations n'a pas beaucoup changé depuis la réforme de l'a.-e. Toutefois, certaines données révèlent que, depuis la réforme, les prestataires dont le taux de prestations est inférieur à 200 \$ sont un peu plus susceptibles de travailler pendant leur période de prestations sans que leurs prestations ne soient réduites. Cette situation est attribuable, du moins en partie, au fait qu'ils peuvent maintenant éviter plus facilement de perdre leurs prestations. On ne sait trop dans quelle mesure les comportements ont changé.

13.2 Introduction

Le présent rapport vise à examiner les données démographiques et la prévalence du travail pendant une période de prestations, ainsi qu'à analyser les changements associés aux récentes réformes. En particulier, il examine l'incidence de l'allègement des restrictions concernant la rémunération admissible pendant une période de prestations. En vertu de l'ancien régime de l'assurance-chômage, les prestataires pouvaient gagner un revenu d'emploi équivalant à 25 % de leurs prestations d'assurance-chômage hebdomadaires sans que leurs prestations ne soient réduites. Si leurs gains dépassaient cette limite, alors leurs prestations étaient réduites d'un montant équivalent. Ces limites ont été abaissées à la suite de la réforme de l'a.-e., afin que ceux qui touchent un taux de prestations de moins de 200 \$ puissent gagner un revenu de 50 \$ par semaine sans diminuer leurs prestations hebdomadaires. Par exemple, avant la réforme de l'a.-e., un prestataire touchant 100 \$ de prestations par semaine ne pouvait gagner que 25 \$ avant que ses prestations ne soient réduites. En vertu de la nouvelle loi, le même prestataire peut toucher au maximum 50 \$ sans connaître une réduction de ses prestations. Il est possible que cette modification diminue le nombre de prestataires dont les prestations ont été réduites parce qu'ils ont déclaré du travail en période de prestations, et incite davantage les prestataires ayant un taux de prestations de moins de 200 \$ à travailler davantage pendant leur période de prestations¹¹⁰.

¹¹⁰ Il convient de souligner que la disposition sur la rémunération admissible est l'une des dispositions du régime d'a.-e. visant à promouvoir un lien plus solide avec le marché du travail (les autres dispositions comprennent les petites semaines et le dénominateur).

Le présent rapport vise à examiner la mesure dans laquelle la réforme de l'assurance-emploi est associée aux changements liés au travail pendant une période de prestations. L'étude est principalement fondée sur l'Enquête canadienne par panel sur l'interruption d'emploi (ECPIE)¹¹¹, qui fournit un échantillon exhaustif des personnes ayant connu une cessation d'emploi avant et après la réforme de l'assurance-emploi.

13.3 Données et méthode

Les données utilisées pour évaluer l'incidence de la réforme de l'assurance-emploi sont principalement tirées de l'ECPIE. Cette enquête, administrée pour le compte de DRHC par Statistique Canada, recueille des renseignements sur les personnes faisant partie de l'échantillon et leur ménage, qui ont vécu une cessation d'emploi selon le dossier administratif du relevé d'emploi (RE) de DRHC. L'enquête recueille des renseignements sur les caractéristiques personnelles et les caractéristiques du ménage des prestataires, les motifs de la cessation d'emploi, les antécédents professionnels détaillés, les activités de recherche d'emploi, la formation, le versement de prestations d'assurance-emploi ou d'assurance-chômage, l'aide sociale, ainsi que de l'information sur la situation financière du ménage, y compris les actifs et les dettes.

Chaque participant à l'enquête a été interrogé deux fois. La première entrevue (vague 1) a été effectuée dans l'année qui a suivi la cessation d'emploi, et la deuxième entrevue (vague 2), quelque neuf mois après la première. Au total, environ 40 000 Canadiens qui ont connu un changement ou une interruption d'emploi ont été interrogés de juillet 1996 à septembre 1998, période portant sur dix trimestres. Chacun de ces trimestres correspond à une « cohorte ». Par exemple, les données de l'ECPIE pour la période allant d'octobre 1997 à décembre 1997 correspondent à la cohorte 10. Pour étudier l'incidence de la réforme, on a regroupé les cohortes en trois périodes, comme suit :

Avant la réforme de l'assurance-emploi (cohortes 1 à 4). Les participants aux quatre premières entrevues ont connu une cessation d'emploi au cours de l'un des quatre trimestres (c.-à-d. du T3 de 1995 au T2 de 1996) avant la mise en œuvre de l'a.-e.

Pendant la réforme de l'assurance-emploi (cohortes 5 et 6). Les participants aux deux entrevues suivantes ont connu une cessation d'emploi au cours de l'un des deux trimestres (c.-à-d. T3 de 1996 et T4 de 1996) pendant la mise en œuvre de la réforme de l'a.-e.

Après la réforme de l'assurance-emploi (cohortes 7 à 10). Les participants aux quatre entrevues ont connu une cessation d'emploi au cours de l'un des quatre trimestres (c.-à-d. du T1 de 1997 au T4 de 1997) après la mise en œuvre de la réforme de l'a.-e.

Aux fins de la présente étude, la période précédant la réforme de l'a.-e. a été comparée à la période qui l'a suivie afin de déterminer les changements qui y sont associés. Aucune analyse n'a été effectuée sur les cohortes pendant la période de la réforme de l'a.-e., car la mise en œuvre de la réforme n'était pas terminée, et l'analyse de cette période aurait été complexe.

¹¹¹ Statistique Canada appelle cette enquête l'« Enquête sur les changements à l'égard de l'emploi ».

L'incidence immédiate de la réforme de l'a.-e. sera étudiée au moyen d'une comparaison entre les prestataires ayant connu une cessation d'emploi de juillet 1995 à juin 1996 (cohortes 1 à 4) et ceux ayant connu une cessation d'emploi de janvier 1997 à décembre 1997 (cohortes 7 à 10). On a également tenu compte de la période allant du troisième trimestre de 2001 (cohorte 21) au deuxième trimestre de 2002 (cohorte 28) à la fin de l'analyse, afin d'y intégrer les plus récentes données disponibles.

Dans le cadre de cette étude, des renseignements provenant du dossier administratif de l'assurance-emploi de DRHC (profil vectoriel de l'a.-e.) ont également servi à établir le nombre exact de personnes qui ont travaillé pendant une période de prestations.

13.4 Caractéristiques du travail pendant une période de prestations

La présente section donne une définition du travail pendant une période de prestations, fait la distinction entre différentes interprétations du taux de travail pendant une période de prestations, et donne un aperçu des données démographiques des personnes qui travaillent pendant une période de prestations.

13.4.1 Comment évalue-t-on le travail pendant une période de prestations?

Compte tenu du large éventail de données, il est possible de définir le travail pendant une période de prestations d'un certain nombre de façons. Selon la définition la plus simple, le travail pendant une période de prestations signifie qu'un prestataire a travaillé pendant au moins une semaine au cours d'une période de prestations.

Aux fins du présent rapport, il était également nécessaire de faire la distinction entre les divers niveaux d'intensité du travail pendant une période de prestations. L'intensité permet de mesurer le revenu d'emploi touché par rapport au taux de prestations. Le présent rapport établit une distinction entre trois principaux niveaux d'intensité, selon que le revenu d'emploi des prestataires était plus élevé que leur taux de prestations; moins élevé que leur taux de prestations, mais supérieur à la rémunération admissible; ou inférieur à la rémunération admissible. Il était important d'établir trois catégories, car les changements apportés au régime d'assurance-chômage ont touché chaque groupe de façon unique.

Les trois catégories d'intensité ont été définies et se répartissent de la façon suivante. Environ 41,2 % des prestataires ont gagné un revenu d'emploi plus élevé que ce qu'ils auraient reçu en prestations pendant une semaine de prestations, représentant le groupe le plus nombreux de personnes ayant travaillé pendant une période de prestations. Ces prestataires n'ont pas été touchés par la réforme de l'a.-e. parce qu'ils n'ont pas reçu de prestations d'assurance-chômage ou d'assurance-emploi. Environ 32,6 % des prestataires font partie de la deuxième catégorie d'intensité de travail pendant une période de prestations, car ils ont touché un revenu supérieur à la rémunération admissible, mais

inférieur à leur taux de prestations. Ces personnes ont tout de même touché des prestations, mais à un taux réduit. Le dernier groupe de personnes ayant travaillé pendant une période de prestations comprend les personnes qui ont touché un revenu inférieur à leur rémunération admissible, représentant 11,8 % des prestataires. Ces personnes ont touché la totalité de leurs prestations ainsi que tout revenu d'emploi qu'ils ont pu gagner.

Il est important de souligner qu'au cours d'une période de prestations, un prestataire peut connaître plusieurs niveaux d'intensité. On examine chaque semaine travaillée pendant une période de prestations pour déterminer la catégorie d'intensité à laquelle le prestataire appartient, selon le rapport entre sa rémunération hebdomadaire et son taux de prestations. Par conséquent, il est possible qu'une personne fasse partie des trois catégories à des moments différents pendant sa période de prestations. Le tableau suivant donne l'exemple d'un prestataire hypothétique qui ferait partie des trois groupes parce qu'il a travaillé à des niveaux d'intensité différents pendant sa période de prestations.

Tableau 1						
Prestataire hypothétique ayant travaillé pendant une période de prestations						
Semaine	Valeur de la demande	Rémunération admissible	Revenu gagné	Prestations d'a.-e. reçues	Revenu total	Niveau de prestations (intensité)
1	200	50	...	200	200	Total
2	200	50	...	200	200	Total
3	200	50	250	0	250	Nul
4	200	50	225	25	250	Partiel
5	200	50	175	75	250	Partiel
6	200	50	150	100	250	Partiel
7	200	50	...	200	200	Total
8	200	50	...	200	200	Total
9	200	50	50	200	250	Total
10	200	50	25	200	225	Total

Il existe également différentes façons d'évaluer l'incidence du travail pendant une période de prestations, et il est important d'en faire la distinction. L'incidence du travail pendant une période de prestations renvoie au pourcentage de tous les prestataires qui travaillent pendant cette période. Dans le présent rapport, l'incidence du travail pendant une période de prestations a été calculée en fonction du pourcentage de prestataires qui ont travaillé pendant au moins une semaine au cours de leur période de prestations. D'autres études décrivent l'incidence du travail pendant une période de prestations selon la proportion de prestataires qui travaillent à un moment quelconque¹¹². Cette dernière définition a tendance à donner des estimations plus faibles de l'incidence du travail pendant la période de prestations, car un nombre moins élevé de prestataires travaillent pendant toute la durée de leur période d'admissibilité.

¹¹² Le rapport d'évaluation *An Empirical Analysis of Insurance Claimants Working While on Claim*, par Arun Roy, utilise cette définition.

13.4.2 Qui travaille pendant une période de prestations?

La présente section porte sur les prestataires qui ont travaillé pendant une période de prestations. Elle renferme deux tableaux qui comportent des rangées et des colonnes semblables. Chaque rangée représente une donnée démographique, comme l'âge, le sexe ou le secteur d'activité. Chaque colonne correspond à un niveau décroissant de l'intensité et indique le niveau respectif des prestations reçues : nul, partiel ou total.

13.4.3 Incidence du travail pendant la période de prestations

L'évaluation de l'incidence du travail pendant une période de prestations offre une perspective de la prévalence de l'activité à l'échelle nationale en fonction des différentes caractéristiques démographiques. Le tableau 2 montre que le travail pendant une période de prestations est fréquent chez les prestataires d'a.-e. On observe beaucoup de chevauchements¹¹³ entre les différents niveaux d'intensité. Dans l'ensemble, environ 51,8 % des prestataires d'a.-e. ont conservé un certain lien avec le marché du travail pendant leur période de prestations. Le plus souvent, ils ont travaillé au moins une semaine pendant la période de prestations sans toucher de prestations pour la semaine en question. Le tableau montre que 47,7 % de tous les hommes qui ont touché des prestations entrent dans cette catégorie. Par comparaison, seulement 34,6 % des femmes qui ont touché des prestations ont travaillé une semaine pendant laquelle leurs prestations ont été interrompues. Il y a également d'énormes différences à l'échelle régionale. Par exemple, 55,3 % des prestataires de la région de l'Atlantique et 49,4 % des prestataires du Québec ont travaillé au moins une semaine pendant laquelle ils n'ont touché aucune prestation comparativement à seulement 32,2 % des prestataires de l'Ontario. Il convient également de souligner que 57,7 % des prestataires dans l'industrie de la construction ont travaillé au moins une semaine pendant une période de prestations au cours de laquelle ils ont touché un montant plus élevé que ce qu'ils auraient reçu en prestations. Parmi les types de famille, les chefs de famille monoparentale étaient les moins susceptibles d'avoir travaillé suffisamment d'heures au cours d'une semaine pour interrompre leurs prestations. De plus, 61,1 % des prestataires fréquents (personnes qui ont présenté au moins trois demandes de prestations au cours des cinq dernières années) ont travaillé au moins une semaine pendant une période de prestations au cours de laquelle le revenu gagné était supérieur aux prestations qu'ils auraient reçues s'ils n'avaient pas travaillé.

¹¹³ Les pourcentages ne correspondent pas à 100 %, car chaque semaine, une personne peut toucher des prestations intégrales, des prestations partielles ou aucune prestation pendant toute la durée de sa demande.

Tableau 2
Prestataires d'a.-e. ayant travaillé pendant une période de prestations
(T3 1995 – T4 1997)¹
(en pourcentage)

	Type de semaine travaillée ²			
	Entière	Partielle	Inférieure à la limite	A travaillé pendant une période de prestations
Total	41,2	32,6	11,8	51,8
Sexe				
Hommes	47,7	32,9	11,3	57,4
Femmes	34,6	32,4	12,4	46,1
Âge				
Jeunes (15 à 24 ans)	33,4	31,8	12,5	45,5
Dans la force de l'âge (25 à 54 ans)	43,7	34,2	11,9	54,2
Âgés (55 ans et plus)	29,0	20,6	10,7	39,1
Type de famille				
Célibataire, avec des enfants	34,1	32,8	11,6	46,1
Célibataire sans enfants	41,5	33,4	13,2	52,8
Personne mariée, avec des enfants	38,7	29,9	9,4	48,3
Personne mariée sans enfants	45,5	35,2	13,5	56,5
Scolarité				
Études secondaires non terminées	47,8	32,6	11,6	57,5
Études secondaires	42,0	32,6	11,0	51,8
Études postsecondaires	36,5	32,8	12,4	48,3
Autres	47,8	29,8	13,5	54,3
Région				
Atlantique	55,3	37,1	16,0	64,6
Québec	49,4	33,2	11,8	57,8
Ontario	32,2	28,2	10,0	43,1
Prairies	28,3	31,6	12,0	44,0
Colombie-Britannique	41,0	37,3	11,7	51,9
Secteur d'activité				
Primaire	49,4	28,8	10,0	58,8
Fabrication	48,7	33,9	11,0	57,5
Construction	57,7	32,3	9,5	65,8
Services	35,1	32,4	12,4	46,3
Gouvernement	35,0	36,2	16,9	52,8
Prestataires fréquents	61,1	42,0	14,5	71,1
Nouveaux prestataires	26,5	26,5	10,8	38,7
Prestataires ayant épuisé leurs prestations	31,6	29,9	15,8	45,1

Remarques :

1. Renvoie à la date de la perte d'emploi initiale et exclut les personnes qui ont vécu une cessation d'emploi du T3 de 1996 au T4 de 1996, pendant la mise en œuvre de la réforme de l'assurance-emploi.
2. Le type de semaine travaillée renvoie au nombre d'heures travaillées par un prestataire pendant sa période de prestations. Une personne qui travaille une semaine entière ne reçoit aucune prestation pendant cette semaine. Une personne qui travaille à temps partiel et dont le revenu est supérieur à la rémunération admissible, mais inférieur à son taux de prestations touche une partie de ses prestations d'a.-e. Enfin, une personne qui travaille et qui touche un montant inférieur à sa rémunération admissible reçoit des prestations d'a.-e. intégrales.

Source de données : ECPIE et fichier des données de l'assurance-emploi

13.4.4 Composition du groupe de prestataires qui ont travaillé pendant une période de prestations

La composition du groupe de personnes qui ont travaillé pendant une période de prestations est un autre élément important. La composition renvoie aux données démographiques générales et aux caractéristiques de tous les prestataires qui ont travaillé à un moment donné au cours de leur période de prestations. La section précédente examinait la prévalence du travail pendant une période de prestations selon diverses catégories de prestataires. La présente section examine le groupe entier de prestataires qui ont travaillé pendant une période de prestations, et se concentre sur la proportion de prestataires qui correspondent à une caractéristique démographique particulière. Les résultats sont présentés au tableau 3.

En règle générale, il y a peu de différence entre les prestataires en général et le groupe de prestataires qui a travaillé pendant une période de prestations. La plus grande différence entre ces deux groupes est que le second a travaillé au moins une semaine sans toucher de prestations.

Au sein de ce groupe, on observe plusieurs différences qui leur sont propres. Environ 58,1 % des prestataires qui ont travaillé au moins une semaine pendant une période de prestations sans toucher de prestations étaient des hommes, même s'ils représentaient seulement 50,2 % de l'ensemble des prestataires. Il est également intéressant de souligner que 30 % de toutes les personnes qui ont travaillé pendant une période de prestations sans toucher de prestations avaient un niveau de scolarité inférieur au niveau secondaire, même si ces personnes ne représentaient que 25,8 % de l'ensemble des prestataires. À l'échelle régionale, les prestataires de la région de l'Atlantique et ceux du Québec comptaient pour 54,5 % des personnes qui avaient touché suffisamment d'argent au cours d'une semaine pour interrompre leurs prestations, mais ils représentaient 44 % de l'ensemble des prestataires. Enfin, le secteur des services comptait moins de prestataires ayant gagné un revenu suffisant au cours d'une semaine pour reporter leurs prestations. Les travailleurs du secteur des services représentaient 59,5 % des prestataires, mais seulement 50,8 % de l'ensemble des prestataires qui avaient travaillé pendant une période de prestations et touché une rémunération suffisante pour reporter leurs prestations. Enfin, 40,4 % de tous les prestataires étaient des prestataires fréquents, mais ils représentaient 56,5 % des prestataires qui n'avaient touché aucune prestation au cours d'une semaine pendant leur période de prestations. Les prestataires fréquents comptaient également pour 46,5 % de ceux qui avaient touché des prestations intégrales même s'ils avaient travaillé pendant une semaine au cours de leur période de prestations, et 49 % des personnes qui avaient touché des prestations partielles pendant une semaine au cours de leur période de prestations.

Tableau 3
Composition du groupe de prestataires d'a.-e. qui ont travaillé
pendant une période de prestations (T3 1995 – T4 1997)¹
(en pourcentage)

	Ensemble des prestataires	Type de semaine travaillée ²			
		Total	Partielle	Inférieure à la limite	A travaillé pendant une période de prestations
Sexe					
Hommes	50,2	58,1	50,5	48,0	55,6
Femmes	49,8	41,9	49,5	52,0	44,4
Âge					
Jeunes (15 à 24 ans)	11,3	9,1	11,0	11,9	9,9
Dans la force de l'âge (25 à 54 ans)	79,5	84,3	83,2	79,7	83,1
Âgés (55 ans et plus)	9,0	6,3	5,7	8,1	6,8
Type de famille					
Célibataire, avec des enfants	6,8	5,7	6,9	6,7	6,1
Célibataire sans enfants	29,0	29,2	29,7	32,3	29,6
Personne mariée, avec des enfants	35,3	33,2	32,3	28,1	32,9
Personne mariée sans enfants	28,9	31,9	31,2	32,9	31,5
Scolarité					
Études secondaires non terminées	25,8	30,0	25,8	25,3	28,7
Études secondaires	27,3	27,9	27,3	25,4	27,3
Études postsecondaires	44,8	39,7	45,0	46,8	41,8
Autres	1,9	2,2	1,8	2,2	2,0
Région					
Atlantique	12,7	17,0	14,4	17,1	15,8
Québec	31,3	37,5	31,9	31,2	34,9
Ontario	28,3	22,2	24,5	23,9	23,6
Prairies	13,8	9,5	13,4	14,0	11,8
Colombie-Britannique	13,9	13,8	15,8	13,7	13,9
Secteur d'activité					
Primaire	6,1	7,3	5,3	5,1	6,9
Fabrication	18,3	21,7	19,0	17,0	20,3
Construction	11,7	16,4	11,6	9,3	14,9
Services	59,5	50,8	59,1	62,2	53,3
Gouvernement	4,5	3,9	5,0	6,4	4,6
Prestataires fréquents	40,4	56,5	49,0	46,5	52,3
Nouveaux prestataires	38,1	24,5	31,0	34,7	47,7
Prestataires ayant épuisé leurs prestations	23,5	18,0	21,5	31,4	20,5

Remarques :

1. Renvoi à la date de la perte d'emploi initiale et exclut les personnes qui ont vécu une cessation d'emploi du T3 de 1996 au T4 de 1996, pendant la mise en œuvre de la réforme de l'assurance-emploi.

2. Le type de semaine travaillée renvoie au nombre d'heures travaillées par un prestataire pendant sa période de prestations. Une personne qui travaille une semaine entière ne reçoit aucune prestation pendant cette semaine. Une personne qui travaille à temps partiel et dont le revenu est supérieur à la rémunération admissible, mais inférieur à son taux de prestations touche une partie de ses prestations d'a.-e. Enfin, une personne qui travaille et qui touche un montant inférieur à sa rémunération admissible reçoit des prestations d'a.-e. intégrales.

Source de données : ECPIE et fichier des données de l'assurance-emploi

13.5 Réforme de l'assurance-emploi

On peut évaluer l'incidence de l'augmentation de la rémunération admissible en examinant les répercussions immédiates de la réforme de l'assurance-emploi et les changements les plus récents qui se sont produits depuis la réforme. On peut évaluer l'incidence initiale de la modification législative en comparant les données des quatre trimestres qui ont précédé la réforme de l'a.-e. avec celles des quatre trimestres qui l'ont suivie. Pour examiner l'incidence continue découlant de la réforme de l'a.-e., on a mené une analyse axée sur les modifications apportées sur 12 mois entre le deuxième trimestre de 2001 et le deuxième trimestre de 2002.

L'augmentation de la rémunération admissible peut avoir un effet sur le montant réel des prestations que reçoivent les prestataires ainsi que leur comportement au chapitre de l'emploi. Par exemple, les prestataires qui touchent moins de 200 \$ en prestations peuvent maintenant gagner un revenu d'emploi plus élevé sans diminuer leurs prestations. Le fait que les prestations ne soient pas réduites peut également encourager les prestataires à travailler davantage pendant la période de prestations.

13.5.1 Répercussions initiales de la réforme de l'assurance-emploi

L'analyse porte sur les deux groupes de prestataires qui ont été les plus touchés par la modification législative : ceux qui ont travaillé suffisamment pour que leurs prestations soient réduites, sans être interrompues, et ceux qui ont gagné un revenu inférieur à leur rémunération admissible. On commence par donner un aperçu des changements dans le nombre d'heures d'emploi durant la période de prestations depuis la mise en œuvre de la réforme de l'a.-e. Le rapport se poursuit en examinant dans quelle mesure la modification législative a eu une incidence sur la probabilité qu'un prestataire touche seulement des prestations partielles s'il travaille au cours d'une période de prestations. Par la suite, on se penche sur la façon dont la modification a influé sur la probabilité qu'un prestataire reçoive des prestations intégrales lorsqu'il travaille au cours d'une période de prestations. Même si l'analyse est surtout axée sur les répercussions de la modification législative, la présente section porte également sur divers facteurs démographiques qui augmentent la probabilité qu'un prestataire fasse partie de l'une de ces deux catégories.

De façon générale, le tableau 4 montre que le pourcentage de prestataires qui ont travaillé pendant une période de prestations a diminué légèrement depuis la mise en œuvre de la réforme de l'a.-e. On peut voir que la catégorie où les prestataires étaient plus nombreux à travailler pendant une période de prestations, ce qui a pour effet d'entraîner un report des prestations d'a.-e., est passée de 42,6 % à 39,7 % des prestataires. Le tableau indique également que les légères fluctuations du pourcentage de prestataires qui appartiennent aux deux autres catégories et qui ont travaillé pendant une période de prestations ne sont pas significatives.

Tableau 4
Pourcentage de prestataires qui ont travaillé pendant une période de prestations
(T3 1995 – T4 1997)¹
(en pourcentage)

	Avant la réforme de l'a.-e. (T3 1995 – T2 1996) ²	Après la réforme de l'a.-e. (T1 – T4 1997) ²	Statistique <i>t</i>	N
Type de semaines travaillées ³				
Total	42,6	39,7	-1,96	15 588
Partielle	33,0	32,3	-0,47	15 588
Sous la limite permise	11,6	12,1	0,54	15 588

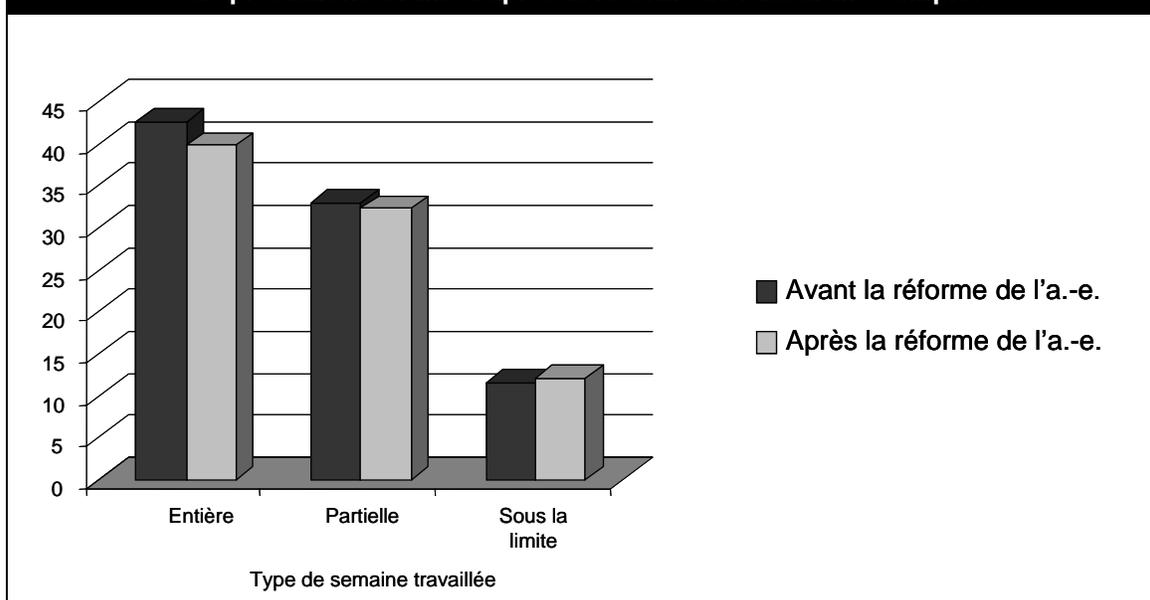
Remarques :

1. Renvoie à la date de la perte d'emploi initiale et exclut les personnes qui ont vécu une cessation d'emploi du T3 de 1996 au T4 de 1996, pendant la mise en œuvre de la réforme de l'assurance-emploi.
2. Renvoie à la date de la perte d'emploi initiale.
3. Par semaines travaillées, on entend le nombre d'heures travaillées pendant une semaine au cours d'une période de prestations en fonction du revenu d'emploi touché pendant la période de prestations.

Source de données : ECPIE et fichier des données de l'assurance-emploi

La figure 1 est une représentation graphique du tableau 4. Elle illustre les fluctuations des périodes de travail pendant une période de prestations depuis la réforme de l'assurance-emploi. Elle montre la baisse importante du pourcentage de prestataires qui ont touché un revenu suffisamment élevé pendant la période de prestations pour interrompre leurs prestations d'a.-e. Elle montre également que la fluctuation du pourcentage de prestataires qui ont reçu des prestations partielles ou intégrales est demeurée relativement constante.

Figure 1
Pourcentage de prestataires qui ont travaillé pendant une période de prestations avant et après la réforme de l'assurance-emploi



Le tableau 5 montre les résultats d'une régression des probits qui analyse la probabilité qu'un prestataire travaille au moins une semaine, ce qui a pour effet d'entraîner une réduction partielle des prestations d'a.-e. L'élément le plus important du tableau 5 est la variable qui mesure l'incidence de l'augmentation de la rémunération admissible. Le tableau montre que la probabilité qu'un prestataire travaille pendant une période de prestations et touche des prestations d'a.-e. partielles n'a pas réellement changé à la suite de l'adoption de la nouvelle loi dans le cas de ceux dont le taux de prestations est inférieur à 200 \$. Les prestataires fréquents semblent être plus susceptibles de toucher des prestations réduites s'ils travaillent au cours d'une demande de prestations. Toutefois, les réformes de l'assurance-emploi ne semblent pas avoir eu d'incidence sur leur comportement.

Le tableau 5 examine également les divers facteurs démographiques qui ont eu un effet sur la probabilité qu'un prestataire touche des prestations réduites en travaillant pendant une période de prestations. On y voit que les caractéristiques comme l'âge, le type de famille, la région et le secteur d'activité doivent être pris en compte lorsqu'on détermine la probabilité qu'une personne qui travaille au moins une semaine pendant la période de prestations reçoive des prestations réduites (mais non interrompues). Le tableau 5 montre également que les prestataires âgés étaient moins susceptibles que les prestataires de moins de 55 ans de faire partie de cette catégorie, et que les prestataires qui étaient mariés et qui avaient des enfants étaient les moins susceptibles de travailler une semaine pendant leur période de prestations et de voir leurs prestations partiellement réduites. On remarque également des différences régionales, les prestataires de l'Ontario étant moins susceptibles que ceux d'autres régions d'avoir travaillé pendant au moins une semaine en touchant des prestations réduites. Les travailleurs de l'industrie primaire étaient moins susceptibles que ceux des autres industries d'avoir travaillé une semaine et touché des prestations partiellement réduites.

Tableau 5				
Analyse des probits relative à la probabilité qu'un prestataire travaille à temps partiel pendant sa période de prestations (T3 1995 – T4 1997)¹				
	Incidence (%)	Valeur P	Intervalle de confiance de 90 %	
			Faible	Élevé
Réforme	0,9	0,61	-1,9	3,6
Écart entre 200 \$ et le taux de prestations ²	0,0	0,69	-0,1	0,1
Incidence de l'augmentation de la rémunération admissible (janv. 1997 – déc. 1997)	0,0	0,69	-0,1	0,1
Prestataires fréquents	8,6	0,00	5,2	12,0
Incidence sur les prestataires fréquents de l'augmentation de la rémunération admissible	0,0	0,95	-0,1	0,1
Taux de prestations inférieur à 200 \$	4,2	0,11	-0,1	8,6
Nouveaux prestataires	-9,7	0,00	-13,1	-6,4
Prestataires ayant épuisé leurs prestations	-6,4	0,00	-9,2	-3,6
Taux de chômage	0,2	0,44	-0,2	0,6

Tableau 5 (suite)
Analyse des probits relative à la probabilité qu'un prestataire
travaille à temps partiel pendant sa période de prestations
(T3 1995 – T4 1997)¹

	Incidence (%)	Valeur P	Intervalle de confiance de 90 %	
			Faible	Élevé
Sexe				
Hommes	0,0	0,99	-2,8	2,8
Femmes	Groupe témoin
Âge				
Jeunes (15 à 24 ans)	22,1	0,00	15,9	28,4
Dans la force de l'âge (25 à 54 ans)	16,9	0,00	13,3	20,5
Âgés (55 ans et plus)	Groupe témoin
Type de famille				
Célibataire, avec des enfants	-4,8	0,11	-9,6	0,0
Célibataire sans enfants	-2,4	0,24	-5,7	0,9
Personne mariée, avec des enfants	-8,5	0,00	-11,6	-5,4
Personne mariée sans enfants	Groupe témoin
Scolarité				
Études secondaires non terminées	Groupe témoin
Études secondaires	-0,1	0,96	-3,4	3,2
Études postsecondaires	1,9	0,35	-1,4	5,2
Autres	-3,1	0,56	-11,8	5,6
Région				
Atlantique	3,9	0,11	-0,2	8,1
Québec	2,0	0,41	-2,0	6,1
Ontario	Groupe témoin
Prairies	5,2	0,02	1,6	8,8
Colombie-Britannique	10,6	0,00	6,6	14,5

Tableau 5 (suite)
Analyse des probits relative à la probabilité qu'un prestataire
travaille à temps partiel pendant sa période de prestations
(T3 1995 – T4 1997)¹

	Incidence (%)	Valeur P	Intervalle de confiance de 90 %	
			Faible	Élevé
Secteur d'activité				
Primaire	-11,6	0,00	-17,5	-5,6
Fabrication	-2,1	0,60	-8,5	4,4
Construction	-7,2	0,07	-13,3	-1,0
Services	-3,3	0,37	-9,5	2,8
Gouvernement	Groupe témoin
Remarques :				
1. Renvoie à la date de la perte d'emploi initiale et exclut les personnes qui ont vécu une cessation d'emploi du T3 de 1996 au T4 de 1996, pendant la mise en œuvre de la réforme de l'assurance-emploi.				
2. La modification apportée à la rémunération admissible a permis à ceux dont le taux de prestations est inférieur à 200 \$ de gagner un revenu jusqu'à concurrence de 50 \$ plutôt que d'être restreints à toucher 25 % de leur taux de prestations avant que celles-ci ne soient réduites. La différence entre 200 \$ et le taux de prestations réel sert à évaluer dans quelle mesure la nouvelle loi a augmenté la rémunération admissible des prestataires				
Source de données : ECPIE et fichier des données de l'assurance-emploi				

Le tableau 6 montre l'incidence de la *Loi sur l'assurance-emploi* de 1996 sur la probabilité qu'un prestataire qui travaille pendant une période de prestations touche un revenu inférieur à la rémunération admissible. Il montre que les nouvelles règles de l'a.-e., qui permettent à un prestataire de gagner un revenu jusqu'à concurrence de 50 \$, ont eu une incidence importante sur la probabilité qu'une personne qui travaille pendant une période de prestations gagne un revenu inférieur à la rémunération admissible. Cela se produirait dans une certaine mesure même s'il n'y avait eu aucune modification du comportement, simplement en raison de l'augmentation de la limite. Les spécifications actuelles ne permettent pas d'évaluer la mesure dans laquelle le comportement a changé. Il faudra faire d'autres recherches à cet égard.

Le tableau montre aussi certains facteurs démographiques qui peuvent avoir une incidence sur la probabilité qu'une personne fasse partie de cette catégorie. Il met en évidence le fait que les prestataires qui étaient mariés et qui avaient des enfants faisaient partie du type de famille le moins susceptible de travailler pendant une période de prestations et de gagner un revenu inférieur à la rémunération admissible. Il montre également que les prestataires des régions de l'Atlantique et des Prairies étaient plus susceptibles que ceux des autres régions d'avoir travaillé au moins une semaine et touché des prestations intégrales. Enfin, il montre que les prestataires du secteur gouvernemental étaient plus susceptibles que les prestataires des autres secteurs de gagner un revenu inférieur à la rémunération admissible.

Tableau 6
Analyse des probits relative à la probabilité qu'un prestataire gagne un revenu inférieur
à la rémunération admissible pendant une période de prestations
(T3 1995 – T4 1997)¹

	Incidence (%)	Valeur P	Intervalle de confiance de 90 %	
			Faible	Élevé
Réforme	-1,4	0,20	-3,2	0,4
Écart entre 200 \$ et le taux de prestations ²	-0,1	0,00	-0,1	0,0
Incidence de l'augmentation de la rémunération admissible (janv. 1997 – déc. 1997)	0,2	0,00	0,1	0,2
Prestataires fréquents	3,3	0,02	1,0	5,6
Incidence sur les prestataires fréquents de l'augmentation de la rémunération admissible	0,0	0,53	-0,1	0,0
Taux de prestations inférieur à 200 \$	0,1	0,11	-2,6	2,8
Nouveaux prestataires	-1,7	0,22	-3,8	0,5
Prestataires ayant épuisé leurs prestations	4,3	0,00	2,3	6,3
Taux de chômage	0,1	0,41	-0,1	0,4
Sexe				
Hommes	-0,9	0,45	-2,8	1,0
Femmes	Groupe témoin
Âge				
Jeunes (15 à 24 ans)	5,0	0,05	0,4	9,7
Dans la force de l'âge (25 à 54 ans)	2,8	0,09	0,3	5,4
Âgés (55 ans et plus)	Groupe témoin
Type de famille				
Célibataire, avec des enfants	-2,4	0,14	-5,0	0,1
Célibataire sans enfants	0,0	0,98	-2,1	2,1
Personne mariée, avec des enfants	-4,6	0,00	-6,6	-2,7
Personne mariée sans enfants	Groupe témoin

Tableau 6 (suite)
Analyse des probits relative à la probabilité qu'un prestataire gagne un revenu inférieur
à la rémunération admissible pendant une période de prestations
(T3 1995 – T4 1997)¹

	Incidence (%)	Valeur P	Intervalle de confiance de 90 %	
			Faible	Élevé
Scolarité	Groupe témoin
Études secondaires non terminées	0,0	0,99	-2,1	2,2
Études secondaires	0,0	0,99	-2,1	2,2
Études postsecondaires	1,5	0,24	-0,6	3,7
Autres	2,5	0,60	-5,7	10,6
Région				
Atlantique	3,9	0,03	0,9	7,0
Québec	0,5	0,75	-2,2	3,3
Ontario	Groupe témoin
Prairies	2,7	0,07	0,2	5,2
Colombie-Britannique	1,8	0,26	-0,9	4,5
Secteur d'activité				
Primaire	-6,4	0,00	-9,2	-3,7
Fabrication	-3,9	0,09	-7,4	-0,4
Construction	-6,3	0,01	-9,3	-3,2
Services	-3,4	0,15	-7,3	0,6
Gouvernement	Groupe témoin

Remarques :

1. Renvoie à la date de la perte d'emploi initiale et exclut les personnes qui ont vécu une cessation d'emploi du T3 de 1996 au T4 de 1996, pendant la mise en œuvre de la réforme de l'assurance-emploi.
2. La modification apportée à la rémunération admissible a permis à ceux dont le taux de prestations est inférieur à 200 \$ de gagner un revenu jusqu'à concurrence de 50 \$ plutôt que d'être restreints à toucher 25 % de leur taux de prestations avant que celles-ci ne soient réduites. La différence entre 200 \$ et le taux de prestations réel sert à évaluer dans quelle mesure la nouvelle loi a augmenté la rémunération admissible des prestataires.

Source de données : ECPIE et fichier des données de l'assurance-emploi

13.5.2 Facteurs ayant une incidence sur la catégorie de travail pendant une période de prestations

Jusqu'à présent, l'analyse s'est concentrée sur la fluctuation de la mesure dans laquelle les prestataires ont travaillé pendant une période de prestations. La présente section porte sur les facteurs qui ont une incidence sur les trois catégories de travail dont peuvent faire partie les prestataires pendant la période de prestations. En ce qui concerne les avantages relatifs du travail pendant une période de prestations, on remarque que ceux qui gagnent un revenu suffisant pour toucher des prestations partielles subiront une perte par rapport aux prestations totales qu'ils auraient pu toucher. Toutefois, ceux qui gagnent un revenu

suffisant pour que leurs prestations soient interrompues au cours d'une semaine donnée, ou ceux qui gagnent un revenu inférieur à 200 \$, ne subissent pas cette perte. On peut donc supposer que les prestataires fréquents connaîtront mieux ces règles et seront moins susceptibles de travailler suffisamment d'heures pour recevoir uniquement des prestations partielles. À l'inverse, on croit que les nouveaux prestataires seront plus susceptibles de travailler suffisamment d'heures pour toucher des prestations partielles. On évalue cette hypothèse à l'aide de deux séries d'analyses qui examinent d'abord la probabilité de travail pendant une semaine partielle par rapport au travail pendant une semaine entière au cours d'une période de prestations. On analyse ensuite le travail au cours d'une semaine partielle par rapport à la rémunération inférieure à 200 \$ par semaine.

Tableau 7
Analyse des probits relative à la probabilité qu'un prestataire travaille
des semaines partielles pendant une période de prestations par rapport
à ceux qui travaillent des semaines entières
(T1 1997 – T2 2002⁴)

		Régression 1 ²	Régression 2 ³	Régression 3 ³
Nouveau prestataire	% écart	14,9	10,5	2,1
	Valeur <i>P</i>	0,000	0,004	0,757
	Limite inférieure ¹	8,9	4,4	-9,1
	Limite supérieure ¹	20,9	16,6	13,2
Prestataire fréquent	% écart	-16,2	-8,7	-2,4
	Valeur <i>P</i>	0,000	0,007	0,713
	Limite inférieure ¹	-21,1	-14,1	-13,2
	Limite supérieure ¹	-11,2	-3,4	8,4
Prestataire ayant épuisé ses prestations	% écart		7,5	7,2
	Valeur <i>P</i>		0,038	0,046
	Limite inférieure ¹		1,4	1,1
	Limite supérieure ¹		13,6	13,2
Taux de chômage	% écart		-0,7	-0,7
	Valeur <i>P</i>		0,062	0,057
	Limite inférieure ¹		-1,2	-1,2
	Limite supérieure ¹		-0,1	-0,1

Tableau 7 (suite)
Analyse des probits relative à la probabilité qu'un prestataire travaille
des semaines partielles pendant une période de prestations par rapport
à ceux qui travaillent des semaines entières
(T1 1997 – T2 2002⁴)

		Régression 1 ²	Régression 2 ³	Régression 3 ³
Rémunération indiquée sur le RE du prestataire	% écart		-0,000333	-0,000393
	Valeur <i>P</i>		0,000	0,014
	Limite inférieure ¹		-0,00049	-0,00066
	Limite supérieure ¹		-0,00018	-0,00013
Interaction 1 (Rémunération* prestataire fréquent)	% écart			-0,0002
	Valeur <i>P</i>			0,302
	Limite inférieure ¹			-0,00052
	Limite supérieure ¹			0,00012
Interaction 2 (Rémunération*nouveau prestataire)	% écart			0,000281
	Valeur <i>P</i>			0,144
	Limite inférieure ¹			-0,000035
	Limite supérieure ¹			0,0006
Remarques :				
1. Les limites inférieures et supérieures sont associées au niveau de confiance de 90 %.				
2. La régression 1 est une régression des probits, les prestataires fréquents et les nouveaux prestataires étant les seules variables indépendantes.				
3. Les variables indépendantes pour les régressions 2 et 3 (non présentées) comprennent les variables démographiques comme l'âge, le sexe, la province, le type de famille, le type d'emploi et l'éducation. Les variables financières comme le niveau des actifs et le taux de chômage sont également incluses. Les variables liées aux difficultés, comme l'existence d'une hypothèque, de paiements de voiture et d'un autre membre du ménage qui travaille sont incluses également.				
4. Les cohortes 13 et 17 ont été omises.				
Source : ECPIC et fichier des données de l'assurance-emploi.				

Le tableau 7 montre les facteurs qui influent sur la probabilité de travailler des semaines partielles au cours d'une demande de prestations par rapport à des semaines entières, tandis que le tableau 8 montre la probabilité de travailler des semaines partielles par rapport à des semaines au cours desquelles le revenu gagné sera inférieur à la rémunération admissible¹¹⁴. L'échantillon utilisé dans les deux régressions se restreint aux personnes qui ont perdu leur emploi après l'instauration de la réforme d'a.-e. (c.-à-d. après décembre 1996), qui ont présenté une demande d'assurance-emploi et qui ont travaillé pendant leur période de prestations. L'échantillon a été restreint de cette façon afin que l'on puisse déterminer la façon dont l'augmentation de la rémunération admissible influe sur le nombre de semaines qu'une personne choisit de travailler pendant une période de prestations.

Les tableaux 7 et 8 résument les variables pertinentes tirées de chacune des trois analyses de régression des probits. La colonne intitulée « Régression 1 » affiche les résultats de la régression des probits pour laquelle seulement deux variables indépendantes ont été utilisées, une variable-indicateur qui représente les nouveaux prestataires, et l'autre qui représente les prestataires fréquents. La régression 2 est le résultat d'un modèle de probits plus vaste, qui comprenait les nouveaux prestataires, les prestataires fréquents, les prestataires ayant épuisé leurs prestations et diverses variables démographiques et financières qui ne sont pas indiquées dans le résumé. La régression 3 est semblable à la régression 2, sauf que deux interactions (interaction 1 et interaction 2) ont été ajoutées pour mettre en lumière l'incidence du revenu sur la catégorie de travail pendant la période de prestations des prestataires fréquents et des nouveaux prestataires qui ont travaillé pendant une période de prestations.

Les régressions 1 et 2 montrent que les prestataires fréquents étaient moins susceptibles de travailler des semaines partielles que des semaines entières, parce que les prestataires fréquents connaissent mieux les politiques de l'assurance-emploi par rapport aux autres prestataires et qu'ils choisiront de ne pas travailler chaque fois qu'ils toucheront une rémunération inférieure à ce qu'ils auraient obtenu en prestations d'a.-e., et de travailler les semaines au cours desquelles leur rémunération sera inférieure à la rémunération admissible. Lorsque les interactions relatives à la rémunération ont été appliquées, l'importance statistique de ce résultat s'est dissipée.

On n'a obtenu aucun résultat significatif sur le plan statistique concernant la probabilité que les nouveaux prestataires travaillent des semaines partielles plutôt que des semaines entières lorsque l'interaction relative à la rémunération était incluse, comme dans la régression 3. Toutefois, lorsqu'on a exclu ces variables, comme dans la régression 1 et 2, les nouveaux prestataires étaient plus susceptibles de travailler des semaines partielles que des semaines entières. Cela signifie que même s'ils perdaient des semaines d'admissibilité en travaillant des semaines partielles pendant leur période de prestations, ils ont choisi de le faire. Le manque d'expérience des nouveaux prestataires à l'égard du régime d'assurance-emploi explique cette situation.

¹¹⁴ Comme il est fréquent qu'une personne travaille pendant des semaines entières, des semaines partielles et des semaines suffisantes pour ne pas dépasser la rémunération admissible au cours d'une période de prestations, l'échantillonnage se restreint à ceux qui ont travaillé des semaines entières seulement, des semaines partielles seulement et des semaines sans dépasser la rémunération admissible seulement afin que les échantillons ne se chevauchent pas.

Tableau 8 Analyse des probits relative à la probabilité qu'un prestataire travaille des semaines partielles pendant une période de prestations par rapport aux semaines au cours desquelles il touche un revenu inférieur à la rémunération admissible (T1 1997 – T2 2002⁴)				
		Régression 1 ²	Régression 2 ³	Régression 3 ³
Nouveau prestataire	% écart	-4,6	-1,2	-9,2
	Valeur <i>P</i>	0,291	0,790	0,250
	Limite inférieure ¹	-11,9	-8,3	-22,4
	Limite supérieure ¹	2,6	6,0	4,0
Prestataire fréquent	% écart	-9,1	-4,9	-10,0
	Valeur <i>P</i>	0,037	0,278	0,238
	Limite inférieure ¹	-16,5	-12,4	-24,6
	Limite supérieure ¹	-1,7	2,7	4,6
Prestataire ayant épuisé ses prestations	% écart		-22,0	-22,2
	Valeur <i>P</i>		0,000	0,000
	Limite inférieure ¹		-29,0	-29,2
	Limite supérieure ¹		-15,0	-15,2
Taux de chômage	% écart		1,03	0,01
	Valeur <i>P</i>		0,031	0,031
	Limite inférieure ¹		0,24	0,00
	Limite supérieure ¹		1,81	0,02
Rémunération indiquée sur le RE du prestataire	% écart		0,000128	-0,000001
	Valeur <i>P</i>		0,318	0,775
	Limite inférieure ¹		-0,000001	-0,000004
	Limite supérieure ¹		0,000003	0,000003
Interaction 1 (Rémunération* prestataire fréquent)	% écart			0,000002
	Valeur <i>P</i>			0,518
	Limite inférieure ¹			-0,000003
	Limite supérieure ¹			0,000006

Tableau 8 (suite) Analyse des probits relative à la probabilité qu'un prestataire travaille des semaines partielles pendant une période de prestations par rapport aux semaines au cours desquelles il touche un revenu inférieur à la rémunération admissible (T1 1997 – T2 2002⁴)				
		Régression 1 ²	Régression 2 ³	Régression 3 ³
Interaction 2 (Rémunération*nouveau prestataire)	% écart			0,000003
	Valeur P			0,258
	Limite inférieure ¹			-0,000001
	Limite supérieure ¹			0,000007
Remarques :				
1. Les limites inférieures et supérieures sont associées au niveau de confiance de 90 %.				
2. La régression 1 est une régression des probits, les prestataires fréquents et les nouveaux prestataires étant les seules variables indépendantes.				
3. Les variables indépendantes pour les régressions 2 et 3 (non présentées) comprennent les variables démographiques comme l'âge, le sexe, la province, le type de famille, le type d'emploi et l'éducation. Les variables financières comme le niveau des actifs et le taux de chômage sont également incluses. Les variables liées aux difficultés, comme l'existence d'une hypothèque, de paiements de voiture et d'un autre membre du ménage qui travaille sont incluses également.				
4. Les cohortes 13 et 17 ont été omises.				
Source : ECPIE et fichier des données de l'assurance-emploi.				

On a également conclu que les prestataires qui ont épuisé leurs prestations étaient plus susceptibles de travailler des semaines partielles pendant leur période de prestations que des semaines entières. Voilà une situation intéressante à interpréter. Peut-on simplement supposer que ces prestataires ont travaillé des semaines partielles parce qu'ils ont épuisé leurs prestations ou que ces prestataires ont épuisé leurs prestations parce qu'ils ont travaillé des semaines partielles et perdu des semaines d'admissibilité pour cette raison?

Le tableau suivant, tableau 8, présente les statistiques sommaires de régression des probits semblables au tableau 7, qui a examiné la probabilité qu'un prestataire travaille des semaines partielles par rapport à des semaines au cours desquelles le revenu gagné serait inférieur à la rémunération admissible.

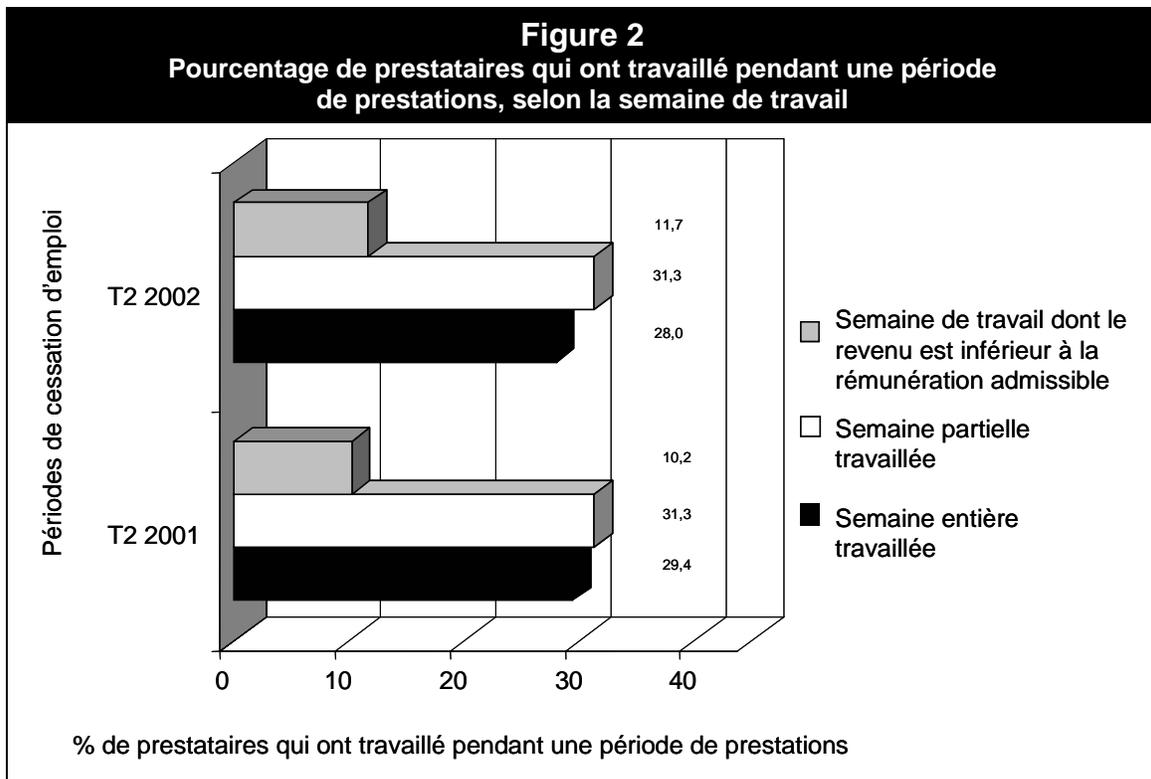
Comme l'indique le tableau 8, il ne semble pas y avoir de différences importantes au chapitre de la probabilité que des prestataires fréquents ou de nouveaux prestataires travaillent des semaines partielles par rapport à des semaines au cours desquelles le revenu gagné serait inférieur à la rémunération admissible dans les régressions 2 ou 3. Dans la régression 1, seuls les prestataires fréquents étaient moins susceptibles de travailler des semaines partielles que des semaines au cours desquelles leur revenu serait inférieur à la rémunération admissible. Voilà qui fait suite à l'analyse du tableau 7, selon laquelle les prestataires fréquents ont choisi de ne pas travailler de semaines partielles car ils auraient perdu des semaines d'admissibilité.

Pour l'instant, il est difficile de rapprocher des résultats qui semblent se contredire entre les trois séries de résultats présentés dans les deux tableaux. Il est clair que le fait qu'un prestataire soit fréquent ou non joue un certain rôle par rapport aux trois catégories. Toutefois, la nature exacte de ce rôle est impossible à préciser. La recherche au cours de l'année à venir tentera de résoudre cette question afin que l'on puisse parvenir à une interprétation appuyée sur le plan statistique.

Le tableau 8 montre également que les prestataires qui ont épuisé leurs prestations étaient moins susceptibles de travailler des semaines partielles plutôt que des semaines au cours desquelles leur rémunération aurait été inférieure à la rémunération admissible. Il s'agit d'un résultat intéressant lorsqu'on le compare aux résultats du tableau 7, dans lequel les prestataires ayant épuisé leurs prestations étaient *plus* susceptibles de travailler des semaines partielles que des semaines entières. On examinera également ce résultat de façon plus approfondie dans le cadre des rapports suivants.

13.5.3 Fluctuations récentes

La présente section porte sur les fluctuations sur 12 mois qui se sont produites depuis la réforme de l'assurance-emploi. Les plus récentes données disponibles pour examiner ces fluctuations sur 12 mois concernent les personnes qui ont subi une cessation d'emploi au cours du deuxième trimestre de 2002. Afin de tenir compte des facteurs saisonniers, ces nouvelles données ont été comparées aux données recueillies au cours du deuxième trimestre de l'année précédente. La figure 2 montre que le pourcentage de prestataires qui ont travaillé pendant une période de prestations, peu importe le nombre de semaines travaillées, est demeuré relativement stable au cours du deuxième trimestre de 2001.



On a effectué des analyses de régression des probits semblables à celles des tableaux 5 et 6 pour déterminer si des fluctuations significatives sur le plan statistique se sont produites entre le deuxième trimestre de 2001 et le deuxième trimestre de 2002. Les résultats de ces régressions sont présentés aux tableaux A1, A2 et A3 en annexe.

Les résultats du tableau A1 montrent que la probabilité qu'un prestataire touche des prestations partielles parce qu'il a travaillé pendant une période de prestations n'a pas changé énormément au cours de la période la plus récente (T2 de 2002) par rapport au deuxième trimestre de l'année précédente (T2 de 2001). À l'inverse, le tableau A2 indique qu'il y a eu des fluctuations significatives sur le plan statistique à l'égard de la probabilité qu'un prestataire touche des prestations intégrales au cours de toute la période d'échantillonnage. Toutefois, la variable évaluant la mesure dans laquelle le taux de prestations était inférieur à 200 \$ ne semble pas avoir eu d'incidence dans le trimestre le plus récent. Le tableau A3 montre que, dans le cas des données les plus récentes, il n'y a eu aucun changement dans la probabilité qu'un prestataire ne touche aucune prestation pendant qu'il travaille au cours de sa période de prestations par rapport au deuxième trimestre de 2001. De plus, on n'observe aucune incidence significative sur le plan statistique de la mesure dans laquelle le taux de prestations était inférieur à 200 \$ dans le trimestre le plus récent.

13.6 Conclusions

Le présent rapport visait à examiner la prévalence du travail pendant une période de prestations ainsi qu'à analyser l'incidence de l'assurance-emploi sur les personnes qui travaillent pendant une période de prestations. Le rapport a révélé que le travail est répandu pendant une période de prestations, peu importe les caractéristiques démographiques. En fait, environ 51,8 % des prestataires ont conservé un certain lien avec le marché du travail pendant une période de prestations. On a remarqué que les prestataires d'a.-e. fréquents étaient plus susceptibles de travailler pendant une période de prestations que les autres prestataires d'assurance-emploi.

Le travail pendant une période de prestations a été réparti en trois catégories possibles : les prestataires qui gagnent un revenu suffisant faisant en sorte qu'ils ne touchent pas de prestations d'a.-e. (prestations reportées); ceux qui gagnent un revenu suffisant pour que leurs prestations d'a.-e. soient partiellement réduites; et ceux dont le revenu est si peu élevé qu'il n'a aucune incidence sur leurs prestations d'a.-e. On a constaté que le type de travail le plus fréquent pendant une période de prestations consistait à travailler suffisamment pour que les prestations d'a.-e. soient reportées. Environ 41,2 % des prestataires d'a.-e. ont travaillé au moins une semaine pendant leur période de prestations au cours de laquelle ils ont touché un revenu suffisant pour ne pas recevoir de prestations. Seulement 11,8 % des prestataires d'a.-e. ont travaillé une semaine pendant leur période de prestations au cours de laquelle ils ont touché un revenu suffisamment faible pour que leurs prestations d'a.-e. ne soient pas touchées. L'analyse statistique des facteurs influant sur le choix du type de travail pendant une période de prestations a révélé que le prestataire fréquent semblait agir différemment des autres prestataires.

Un autre aspect important du présent rapport est l'analyse de l'incidence de la réforme de l'assurance-emploi. Même s'il n'y a eu aucune incidence globale sur le pourcentage de prestataires qui ont travaillé pendant une période de prestations, les prestataires dont le taux de prestations était inférieur à 200 \$ étaient légèrement plus susceptibles de travailler pendant une période de prestations sans subir une réduction de leurs prestations après la réforme de l'a.-e. On déterminera au cours de recherches à venir la mesure dans laquelle cela résulte de changements de comportement ou tout simplement des modifications apportées aux règles. On n'a remarqué aucun changement important dans le pourcentage de prestataires qui ont travaillé pendant leur période de prestations et touché un revenu inférieur à leur rémunération admissible entre le deuxième trimestre de 2001 et le deuxième trimestre de 2002.

Annexe

Tableau A1 Analyse des probits relative à la probabilité qu'un prestataire travaille des semaines partielles pendant une période de prestations (T2 2001 et T2 2002)¹ (en pourcentage)				
	Incidence (%)	Valeur P	Intervalle de confiance de 90 %	
			Faible	Élevé
Au total				
Avril – juin 2001	Groupe témoin
Avril – juin 2002	2,7	0,47	-3,4	8,8
Écart entre 200 \$ et le taux de prestations ²	0,2	0,17	0,0	0,3
Incidence de l'augmentation de la rémunération admissible				
Avril – juin 2001	Groupe témoin
Avril – juin 2002	-0,1	0,46	-0,3	0,1
Prestataires fréquents	4,1	0,34	-3,0	11,3
Taux de prestations inférieur à 200 \$	-4,2	0,49	-14,1	5,6
Nouveaux prestataires	-10,5	0,02	-17,7	-3,4
Prestataires ayant épuisé leurs prestations	-4,7	0,25	-11,4	1,9
Taux de chômage	0,6	0,10	0,0	1,3
Sexe				
Hommes	3,9	0,33	-2,7	10,5
Femmes	Groupe témoin
Âge				
Jeunes (15 à 24 ans)	13,4	0,13	-1,5	28,3
Dans la force de l'âge (25 à 54 ans)	9,3	0,09	0,8	17,9
Âgés (55 ans et plus)	Groupe témoin
Type de famille				
Célibataire, avec des enfants	1,1	0,89	-11,7	13,8
Célibataire sans enfants	-1,0	0,83	-8,9	6,8
Personne mariée, avec des enfants	-5,8	0,18	-12,8	1,2
Personne mariée sans enfants	Groupe témoin

Tableau A1 (suite)
Analyse des probits relative à la probabilité qu'un prestataire travaille
des semaines partielles pendant une période de prestations
(T2 2001 et T2 2002)¹
(en pourcentage)

	Incidence (%)	Valeur P	Intervalle de confiance de 90 %	
			Faible	Élevé
Scolarité				
Études secondaires non terminées	Groupe témoin
Études secondaires	7,7	0,13	-0,8	16,2
Études postsecondaires	9,0	0,05	1,4	16,5
Autres	3,2	0,80	-17,7	24,0
Région				
Atlantique	2,7	0,59	-5,5	10,8
Québec	7,2	0,19	-1,8	16,2
Ontario	Groupe témoin
Prairies	1,7	0,72	-6,3	9,8
Colombie-Britannique	3,7	0,49	-5,2	12,6
Secteur d'activité				
Primaire	4,7	0,68	-14,3	23,7
Fabrication	13,8	0,20	-4,3	31,9
Construction	-7,8	0,48	-25,1	9,5
Services	7,2	0,45	-8,1	22,5
Gouvernement	Groupe témoin
Remarques :				
1. Se rapporte à la date de la perte d'emploi initiale.				
2. La modification apportée à la rémunération admissible a permis à ceux dont le taux de prestations est inférieur à 200 \$ de gagner un revenu jusqu'à concurrence de 50 \$ plutôt que d'être restreints à toucher 25 % de leur taux de prestations avant que celles-ci ne soient réduites. La différence entre 200 \$ et le taux de prestations réel sert à évaluer dans quelle mesure la nouvelle loi a augmenté la rémunération admissible des prestataires.				
Source de données : ECPIE et fichier des données de l'assurance-emploi				

Tableau A2
Analyse des probits relative à la probabilité qu'un prestataire travaille pendant une
période de prestations et touche un revenu inférieur à la rémunération admissible
(T2 2001 et T2 2002)¹
(en pourcentage)

	Incidence (%)	Valeur P	Intervalle de confiance de 90 %	
			Faible	Élevé
Au total				
Avril – juin 2001	Groupe témoin
Avril – juin 2002	4,1	0,09	0,2	8,1
Écart entre 200 \$ et le taux de prestations ²	0,2	0,00	0,1	0,3
Incidence de l'augmentation de la rémunération admissible				
Avril – juin 2001	Groupe témoin
Avril – juin 2002	-0,1	0,14	-0,2	0,0
Prestataires fréquents	4,7	0,10	-0,3	9,7
Taux de prestations inférieur à 200 \$	-4,7	0,17	-9,8	0,4
Nouveaux prestataires	-0,6	0,83	-5,2	4,0
Prestataires ayant épuisé leurs prestations	3,5	0,16	-0,8	7,7
Taux de chômage	0,3	0,21	-0,1	0,7
Sexe				
Hommes	0,2	0,94	-4,0	4,3
Femmes	Groupe témoin
Âge				
Jeunes (15 à 24 ans)	-3,2	0,45	-9,4	3,1
Dans la force de l'âge (25 à 54 ans)	-4,3	0,17	-9,8	1,3
Âgés (55 ans et plus)	Groupe témoin
Type de famille				
Célibataire, avec des enfants	-0,6	0,88	-6,7	5,6
Célibataire sans enfants	3,0	0,27	-1,7	7,7
Personne mariée, avec des enfants	1,1	0,67	-3,4	5,7
Personne mariée sans enfants	Groupe témoin
Scolarité				
Études secondaires non terminées	Groupe témoin
Études secondaires	5,1	0,12	-0,6	10,8
Études postsecondaires	9,1	0,00	4,5	13,7
Autres	5,5	0,55	-11,7	22,7

Tableau A2 (suite)
Analyse des probits relative à la probabilité qu'un prestataire travaille pendant une
période de prestations et touche un revenu inférieur à la rémunération admissible
(T2 2001 et T2 2002)¹
(en pourcentage)

	Incidence (%)	Valeur <i>P</i>	Intervalle de confiance de 90 %	
			Faible	Élevé
Région				
Atlantique	0,2	0,96	-5,2	5,5
Québec	-0,5	0,86	-5,8	4,7
Ontario	Groupe témoin
Prairies	-2,2	0,50	-7,3	3,0
Colombie-Britannique	-0,3	0,93	-6,2	5,6
Secteur d'activité				
Primaire	2,6	0,70	-9,1	14,2
Fabrication	18,5	0,01	3,8	33,3
Construction	5,2	0,53	-10,1	20,6
Services	7,8	0,09	1,0	14,6
Gouvernement	Groupe témoin
Remarques :				
1. Se rapporte à la date de la perte d'emploi initiale.				
2. La modification apportée à la rémunération admissible a permis à ceux dont le taux de prestations est inférieur à 200 \$ de gagner un revenu jusqu'à concurrence de 50 \$ plutôt que d'être restreints à toucher 25 % de leur taux de prestations avant que celles-ci ne soient réduites. La différence entre 200 \$ et le taux de prestations réel sert à évaluer dans quelle mesure la nouvelle loi a augmenté la rémunération admissible des prestataires.				
Source de données : ECPIC et fichier des données de l'assurance-emploi				

Tableau A3				
Analyse des probits relative à la probabilité qu'un prestataire travaille des semaines entières pendant une période de prestations (T2 2001 et T2 2002)¹				
(en pourcentage)				
	Incidence (%)	Valeur P	Intervalle de confiance de 90 %	
			Faible	Élevé
Au total				
Avril – juin 2001	Groupe témoin
Avril – juin 2002	-0,2	0,96	-6,1	5,7
Écart entre 200 \$ et le taux de prestations ²	0,0	0,80	-0,2	0,2
Incidence de l'augmentation de la rémunération admissible				
Avril – juin 2001	Groupe témoin
Avril – juin 2002	0,0	0,75	-0,2	0,2
Prestataires fréquents	3,1	0,45	-3,7	9,9
Taux de prestations inférieur à 200 \$	-0,5	0,94	-10,3	9,4
Nouveaux prestataires	-23,8	0,00	-30,3	-17,3
Prestataires ayant épuisé leurs prestations	-9,0	0,03	-15,3	-2,7
Taux de chômage	1.1	0.00	0.5	1.7
Sexe				
Hommes	3.5	0.35	-2.7	9.6
Femmes	Groupe témoin
Âge				
Jeunes (15 à 24 ans)	19,5	0,02	5,2	33,9
Dans la force de l'âge (25 à 54 ans)	10,4	0,03	3,2	17,5
Âgés (55 ans et plus)	Groupe témoin
Type de famille				
Célibataire, avec des enfants	-8,5	0,25	-19,5	2,6
Célibataire sans enfants	-5,2	0,22	-12,0	1,7
Personne mariée, avec des enfants	-8,4	0,04	-15,1	-1,7
Personne mariée sans enfants	Groupe témoin
Scolarité				
Études secondaires non terminées	Groupe témoin
Études secondaires	-1,3	0,77	-8,7	6,1
Études postsecondaires	0,4	0,94	-7,0	7,7
Autres	17,3	0,29	-11,2	45,8

Tableau A3 (suite)
Analyse des probits relative à la probabilité qu'un prestataire travaille des semaines entières pendant une période de prestations (T2 2001 et T2 2002)¹
(en pourcentage)

	Incidence (%)	Valeur P	Intervalle de confiance de 90 %	
			Faible	Élevé
Région				
Atlantique	9,8	0,05	1,3	18,3
Québec	-1,3	0,80	-9,7	7,1
Ontario	Groupe témoin
Prairies	-6,7	0,17	-14,4	1,0
Colombie-Britannique	5,9	0,26	-3,0	14,8
Secteur d'activité				
Primaire	23,8	0,05	3,0	44,6
Fabrication	31,1	0,00	13,1	49,2
Construction	22,4	0,06	1,9	42,9
Services	13,2	0,12	0,1	26,3
Gouvernement	Groupe témoin
Remarques :				
1. Se rapporte à la date de la perte d'emploi initiale.				
2. La modification apportée à la rémunération admissible a permis à ceux dont le taux de prestations est inférieur à 200 \$ de gagner un revenu jusqu'à concurrence de 50 \$ plutôt que d'être restreints à toucher 25 % de leur taux de prestations avant que celles-ci ne soient réduites. La différence entre 200 \$ et le taux de prestations réel sert à évaluer dans quelle mesure la nouvelle loi a augmenté la rémunération admissible des prestataires.				
Source de données : ECPIE et fichier des données de l'assurance-emploi				

Tableau A4
Analyse des probits relative à la probabilité qu'un prestataire travaille
pendant une période de prestations
(T2 2001 et T2 2002)¹
(en pourcentage)

	Incidence (%)	Valeur P	Intervalle de confiance de 90 %	
			Faible	Élevé
Au total				
Avril – juin 2001	Groupe témoin
Avril – juin 2002	-2,1	0,61	-8,8	4,7
Écart entre 200 \$ et le taux de prestations ²	0,0	0,87	-0,2	0,2
Incidence de l'augmentation de la rémunération admissible				
Avril – juin 2001	Groupe témoin
Avril – juin 2002	0,0	0,75	-0,2	0,3
Prestataires fréquents	12,6	0,01	4,7	20,5
Taux de prestations inférieur à 200 \$	2,0	0,78	-10,0	14,0
Nouveaux prestataires	-17,4	0,00	-25,0	-9,9
Prestataires ayant épuisé leurs prestations	-10,4	0,02	-17,6	-3,2
Taux de chômage	0,9	0,04	0,2	1,6
Sexe				
Hommes	5,5	0,21	-1,8	12,8
Femmes	Groupe témoin
Âge				
Jeunes (15 à 24 ans)	13,9	0,12	-0,3	28,1
Dans la force de l'âge (25 à 54 ans)	11,7	0,04	2,3	21,0
Âgés (55 ans et plus)	Groupe témoin
Type de famille				
Célibataire, avec des enfants	-0,7	0,94	-15,5	14,2
Célibataire sans enfants	0,8	0,88	-7,9	9,4
Personne mariée, avec des enfants	-4,0	0,40	-11,9	3,9
Personne mariée sans enfants	Groupe témoin
Scolarité				
Études secondaires non terminées	Groupe témoin
Études secondaires	0,5	0,92	-8,5	9,6
Études postsecondaires	4,5	0,39	-4,1	13,1
Autres	16,2	0,33	-10,3	42,7
Région				
Atlantique	8,4	0,12	-0,4	17,1
Québec	5,5	0,36	-4,3	15,4
Ontario	Groupe témoin

Tableau A4 (suite)
Analyse des probits relative à la probabilité qu'un prestataire travaille
pendant une période de prestations
(T2 2001 et T2 2002)¹
(en pourcentage)

	Incidence (%)	Valeur P	Intervalle de confiance de 90 %	
			Faible	Élevé
Prairies	0,4	0,94	-8,3	9,1
Colombie-Britannique	6,1	0,29	-3,3	15,4
Secteur d'activité				
Primaire	12,7	0,27	-6,0	31,4
Fabrication	21,4	0,05	4,6	38,2
Construction	5,2	0,68	-15,6	26,0
Services	9,1	0,36	-7,1	25,4
Gouvernement	Groupe témoin

Remarques :

1. Se rapporte à la date de la perte d'emploi initiale.
2. La modification apportée à la rémunération admissible a permis à ceux dont le taux de prestations est inférieur à 200 \$ de gagner un revenu jusqu'à concurrence de 50 \$ plutôt que d'être restreints à toucher 25 % de leur taux de prestations avant que celles-ci ne soient réduites. La différence entre 200 \$ et le taux de prestations réel sert à évaluer dans quelle mesure la nouvelle loi a augmenté la rémunération admissible des prestataires.

Source de données : ECPIE et fichier des données de l'assurance-emploi

Notes techniques

Les données de juillet 1996 à décembre 1996 (cohortes 5 et 6) ont été exclues en raison de la mise en œuvre progressive de la réforme au cours de cette période. Les données de janvier 1998 à juin 1998 (cohortes 11 et 12), d'octobre 1998 à juin 1999 (cohortes 14, 15 et 16) et d'octobre 1999 à juin 2000 (cohortes 18, 19 et 20) n'étaient pas disponibles.

On entend par prestataires fréquents ceux qui ont présenté au moins trois demandes de prestations d'a.-e. régulières ou de pêcheur au cours des cinq dernières années.

Dans le présent document, le travail pendant une période de prestations signifie qu'un prestataire a travaillé pendant au moins une semaine au cours de sa période de prestations. Pour déterminer cette donnée, on a utilisé une variable du profil vectoriel dans lequel est consigné le motif du versement partiel de prestations ou du report du versement. Le motif des paiements est restreint à ceux qui ont déclaré une semaine de travail entière ou déclaré avoir touché une rémunération à temps partiel. Ces conditions ne comprennent pas les personnes qui ont subi une réduction de la rémunération en raison d'une exclusion. Dans les cas où des prestations intégrales ont été versées, une variable différente du profil vectoriel a été utilisée. Celle-ci indiquait si des prestations intégrales avaient été versées même si un revenu avait été déclaré.

14. *Projet pilote de retrait préventif*

14.1 **Sommaire**

Le 26 septembre 2002, le ministère du Développement des ressources humaines Canada (DRHC) annonçait le lancement du projet pilote n° 5 (retrait préventif) d'une durée de trois ans. Ce projet permettait de prolonger la période de prestations de certaines prestataires québécoises de l'assurance-emploi (a.-e.) qui recevaient des indemnités de retrait préventif dans le cadre du programme « Pour une maternité sans danger » de la CSST¹¹⁵.

Le but du projet pilote est de permettre aux personnes qui ont droit à des prestations d'a.-e. partielles durant leur période de retrait préventif de refuser ces prestations partielles. Ainsi, ces personnes peuvent bénéficier d'une prolongation de leur période de prestations et recevoir de pleines semaines de prestations d'a.-e. durant leur congé de maternité, parental ou de maladie.

Ce document présente une analyse préliminaire du projet pilote dans le cadre du *Rapport de contrôle et d'évaluation 2003*. Cette analyse porte sur les caractéristiques socio-économiques et les caractéristiques des prestations de ces prestataires, soit les femmes qui reçoivent des prestations partielles et celles dont la période de prestations de maternité a été prolongée.

Résultats

Quatre cent vingt-deux (422) prestataires ont été jugées admissibles au projet pilote. Il a été observé que :

- 144 prestataires ont choisi de prolonger leur période de prestations durant au moins une semaine;
- 182 prestataires ont choisi de recevoir des prestations partielles durant au moins une semaine;
- 96 prestataires ont choisi l'une et l'autre des options au cours de leur période de prestations d'assurance-emploi.

Par rapport au groupe témoin, soit les prestataires qui ont cessé de travailler en raison d'une grossesse, les prestataires admissibles au projet pilote :

- étaient de deux à trois ans plus jeunes;
- étaient beaucoup plus susceptibles de résider à l'extérieur des villes de Montréal et Québec;

¹¹⁵ Commission de la santé et de la sécurité au travail du Québec.

- étaient plus susceptibles de travailler dans le domaine de l'éducation ou dans l'industrie manufacturière;
- étaient plus susceptibles d'avoir accumulé moins d'heures d'emploi assurable et de toucher des prestations moins élevées;
- étaient plus susceptibles de toucher le supplément familial.

Les prestataires qui ont choisi de prolonger leur période de prestations au lieu de recevoir des prestations partielles se caractérisent par le fait que :

- une plus grande proportion de prestataires ayant été licenciées;
- elles ont touché des prestations maximales plus élevées;
- une plus grande proportion à exercer un emploi dans le domaine de l'éducation, des sciences sociales et de l'administration publique. Celles qui ont touché des prestations partielles étaient plus susceptibles de travailler dans les secteurs des ventes et des services et dans le secteur manufacturier

Enfin, les prestataires qui ont choisi de prolonger leur période de prestations ont touché, en moyenne, 123 \$ de plus en indemnités de la CSST pendant sept semaines de plus que celles qui ont reçu des prestations partielles.

14.2 Introduction

Le 26 septembre 2002, le ministère du Développement des ressources humaines Canada (DRHC) annonçait le lancement du projet pilote n° 5 (retrait préventif), d'une durée de trois ans, prévoyant la prolongation de la période de prestations de certaines prestataires d'assurance-emploi (a.-e.) qui touchaient des indemnités de retrait préventif (grossesse ou allaitement) de la CSST.

Tel qu'il a été indiqué dans le « Résumé de l'étude d'impact de réglementation » du projet pilote, une étude sera menée afin d'en évaluer le bien-fondé et l'incidence sur le programme d'assurance-emploi. Cette étude, une évaluation dans ce cas-ci, sera réalisée après la première année de fonctionnement du projet pilote de manière à favoriser une démarche proactive. Cependant, tel qu'il a été convenu lors de la réunion du comité directeur, un rapport préliminaire sera remis dans le cadre du *Rapport de contrôle et d'évaluation 2003* du régime d'assurance-emploi.

Le rapport préliminaire décrit le projet pilote afin de comprendre et de contextualiser ce dernier dans l'environnement de l'assurance-emploi. Le rapport comprend aussi une description des prestations d'a.-e. en lien avec la naissance d'un enfant, ainsi qu'une description du programme « Pour une maternité sans danger » de la CSST du Québec. Ce rapport présente également une analyse préliminaire du projet pilote, portant sur les caractéristiques socio-économiques et les caractéristiques des prestations versées aux prestataires visées, soit celles qui touchent des prestations partielles ou dont la période de prestations de maternité a été prolongée.

14.3 Description des programmes

Cette section décrit le fonctionnement du programme de la CSST « Pour une maternité sans danger » (retrait préventif), les prestations spéciales d'a.-e. et le projet pilote.

14.3.1 Programme de retrait préventif de la CSST

La CSST applique, depuis 1981, le programme de retrait préventif « Pour une maternité sans danger »¹¹⁶ prévu par la *Loi sur la santé et la sécurité du travail*. Le programme vise d'abord le maintien en emploi des travailleuses enceintes ou qui allaitent. Ainsi, une femme enceinte ou qui allaite, qui travaille dans des conditions dangereuses pour sa santé ou celle d'un enfant à naître ou allaité, a le droit d'être affectée à d'autres tâches ne comportant pas de danger. Cette femme doit être en mesure d'accomplir les nouvelles tâches. S'il s'avère impossible de modifier les tâches de son emploi, elle aura le droit de cesser de travailler temporairement et de recevoir des indemnités de la CSST.

Comme on l'a vu précédemment, il existe deux catégories de retrait préventif. La première catégorie est liée à la grossesse, et la seconde, à l'allaitement d'un enfant. Une travailleuse doit présenter une demande pour chaque catégorie de retrait préventif.

Afin de bénéficier d'un retrait préventif, la travailleuse doit respecter les critères suivants :

- elle doit être admissible au sens de la *Loi sur la santé et la sécurité du travail*¹¹⁷;
- les conditions de travail doivent comporter des dangers pour sa santé ou pour la santé de l'enfant à naître ou allaité¹¹⁸;
- l'existence de telles conditions de travail doit être attestée par un médecin qui devra consulter le médecin désigné par le directeur de la santé publique;
- les conditions de travail décrites dans le certificat délivré par le médecin sont bel et bien présentes dans le milieu de travail et sont clairement exposées;
- le certificat délivré par le médecin doit être remis à l'employeur.

Par la suite, l'employeur doit tenter d'affecter la travailleuse à d'autres tâches qu'elle est en mesure d'accomplir et qui ne comportent aucun danger. S'il s'avère impossible de modifier les tâches de la travailleuse, l'employeur doit faire une demande auprès de la CSST pour un retrait préventif.

¹¹⁶ Le programme de retrait préventif se nomme « Pour une maternité sans danger » depuis 1992. Il est également connu sous les noms de « Programme d'affectation de la travailleuse enceinte et de la travailleuse qui allaite » (PETATA) et « Travailleuse enceinte et travailleuse qui allaite » (TETA).

¹¹⁷ Sont exclues les artisanes dont l'entreprise n'est pas incorporée, les domestiques travaillant chez un particulier; les étudiantes en stage; les bénévoles et les femmes travaillant à l'extérieur du Québec. De plus, en vertu d'une décision de la Cour suprême, le droit au retrait préventif n'est pas applicable aux employées du gouvernement du Canada. Cependant, le *Code canadien du travail* reconnaît des droits à ces travailleuses.

¹¹⁸ Des conditions de travail qui comportent un danger sont caractérisées par la présence d'un agresseur biologique, chimique, physique ou ergonomique. Les agresseurs ergonomiques représentent près de 70 % des cas (consulter le site Web de l'Institut national de santé publique).

Les indemnités offertes durant le retrait préventif ne sont pas imposables et correspondent à 90 % du salaire net de la travailleuse. Le montant annuel maximal qui pouvait être versé sous forme d'indemnités s'établissait à 53 500 \$ en 2003, soit le maximum de la rémunération assurable. Il est à noter que l'employeur doit verser le salaire habituel à la travailleuse pendant les cinq premiers jours ouvrables suivant le retrait préventif. De plus, la travailleuse en retrait préventif conserve tous les avantages rattachés à son emploi, et l'employeur doit la réintégrer dans son emploi une fois le retrait préventif terminé.

Dans la majorité des cas, les employeurs ont tendance à opter pour le retrait préventif plutôt que de modifier les tâches ou le poste de travail ou encore d'offrir une affectation¹¹⁹. Comme le montre le tableau 1, le nombre de demandes relatives à un retrait préventif a considérablement augmenté depuis 1991-1992, ainsi que le nombre de jours indemnisés et l'indemnité totale moyenne.

Tableau 1					
Statistiques sur les différents programmes liés à la naissance d'un enfant, Québec – année financière					
	1991-1992	1995-1996	1997-1998	1999-2000	2001-2002
Retrait préventif de la CSST					
Nombre de demandes reçues	22 147	19 811	19 538	22 821	24 820
Nombre de demandes acceptées	19 523	18 676	18 448	21 513	23 493
Nombre moyen de jours indemnisés	125	134	136	138	142
Indemnité totale moyenne (\$)	4 543	5 130	5 282	5 638	6 363
Prestations de maternité					
Nombre de demandes	–	–	39 750	40 980	45 030
Nombre moyen de semaines	–	–	14.4	14.5	14.5
Prestations hebdomadaires moyennes (\$)	–	–	261	275	286
Prestations parentales (parents biologiques)					
Nombre de demandes	–	–	38 190	39 430	51 040
Nombre moyen de semaines	–	–	8.9	8.9	21.2
Prestations hebdomadaires moyennes (\$)	–	–	270	284	301
Nombre de naissances (année civile)	–	87 591	80 179	74 096	72 163
Sources : Travailler en sécurité pour une maternité sans danger, Guide de l'employeur, CSST, 2002. <i>Rapport de contrôle et d'évaluation</i> , DRHC. Statistique Canada, CANSIM, tableau 051-0004 et produit n° 91-213-XIB au catalogue.					

¹¹⁹ Travailler en sécurité pour une maternité sans danger, Guide de l'employeur, 2002.

Par ailleurs, les groupes professionnels habitant la région de Montréal qui sont les plus fréquemment admissibles au programme de retrait préventif sont les infirmières et les auxiliaires (17 %), les enseignantes (14 %), les couturières (8,2 %), les vendeuses (8 %), les caissières (6 %) et les serveuses (3 %)¹²⁰.

14.3.2 Prestations spéciales d'assurance-emploi

Trois types de prestations (maternité, parentales et de maladie), définies comme les prestations spéciales, sont reliés à la naissance d'un enfant. De façon générale, les règles de calcul qui s'appliquent aux prestations régulières s'appliquent également à ces trois types de prestations. Comme dans le cas des prestations régulières, un délai de carence de deux semaines est prévu. Le montant des prestations d'a.-e. est déterminé par le taux de prestations de base, qui s'établit à 55 % de la rémunération assurable moyenne. Ce taux de base peut atteindre 80 % si la prestataire a droit au supplément familial, soit dans le cas où elle a au moins un enfant de moins de 18 ans et que le revenu familial net est inférieur à 25 921 \$. Le montant maximal des prestations hebdomadaires d'a.-e. est toujours fixé à 413 \$ par semaine, peu importe le type de prestations.

Pour être admissible aux prestations spéciales, une prestataire doit avoir accumulé au moins 600 heures d'emploi assurable au cours des 52 dernières semaines, tandis que de 420 à 700 heures sont exigées pour recevoir des prestations régulières selon la région économique de la prestataire. De plus, les prestataires doivent démontrer que leur rémunération hebdomadaire habituelle a été réduite de plus de 40 % pour recevoir des prestations spéciales. Pendant un congé de maternité ou de maladie, toute rémunération est déduite intégralement du montant des prestations. Une exemption de 50 \$ ou 25 % par semaine est accordée lorsque la rémunération a une incidence sur les prestations régulières et parentales.

Les prestations de maternité sont versées à une prestataire qui a cessé de travailler parce qu'elle est enceinte ou qu'elle vient d'accoucher. Seule la mère biologique (ou porteuse) a droit à des prestations de maternité. Ces prestations, d'une durée maximale de 15 semaines, peuvent être versées jusqu'à 8 semaines avant la date prévue de l'accouchement et se terminent dans les 17 semaines suivant l'accouchement¹²¹.

Les prestations parentales sont versées à un ou deux prestataires qui cessent de travailler en raison de l'adoption d'un enfant ou pour prendre soin d'un nouveau-né. Les prestations parentales sont d'une durée maximale de 35 semaines et peuvent être partagées entre les deux conjoints. Elles sont payables à compter de la date de la naissance de l'enfant dans le cas des parents biologiques, et à compter de la date à laquelle l'enfant est placé chez eux dans le cas des parents adoptifs. Des prestations parentales ne peuvent être versées que pendant les 52 semaines suivant la naissance de l'enfant ou la date à laquelle l'enfant est placé chez eux en adoption, à moins que l'enfant ne soit hospitalisé.

¹²⁰ Site Internet de la Direction de la santé publique de Montréal.

¹²¹ Dans le cas de l'hospitalisation d'un nouveau-né, la période de 17 semaines peut être prolongée.

Enfin, des prestations de maladie sont versées aux personnes qui sont incapables de travailler par suite d'une maladie, d'une blessure ou d'une mise en quarantaine. Elles sont d'une durée maximale de 15 semaines et, depuis janvier 2002, elles peuvent être combinées aux prestations de maternité et parentales pour une durée maximale de 65 semaines. Pour avoir droit à la durée maximale de 65 semaines, la prestataire ne peut avoir reçu de prestations régulières et doit avoir touché des prestations de maternité, parentales ou de maladie (pendant une période inférieure à la durée maximale, qui est de 15 semaines dans le cas des prestations de maladie et de 35 semaines dans le cas des prestations parentales).

14.3.3 *Projet pilote*

Comme on l'a vu à la section 2.1, le programme de retrait préventif de la CSST permet à une femme enceinte ou qui allaite de cesser de travailler temporairement si son travail met en danger sa santé ou celle de son enfant. Dans la majorité des cas, le fait de recevoir des indemnités pour retrait préventif n'a aucune répercussion sur les prestations d'assurance-emploi. Ainsi, les prestations d'a.-e. débiteront à la fin de la période d'indemnité pour retrait préventif.

Exceptionnellement, certaines femmes touchent des prestations d'a.-e. au moment où elles commencent à recevoir des indemnités pour retrait préventif. Le montant de ces indemnités n'est pas suffisamment élevé pour empêcher le versement de prestations d'a.-e. Lorsque cette situation se produit, ces femmes reçoivent alors des prestations d'a.-e. partielles comblant l'écart entre le montant des indemnités pour retrait préventif et le plein montant des prestations d'a.-e. Dans la plupart des cas, le montant des prestations d'a.-e. partielles est faible. Celles-ci ont pour effet de diminuer le nombre de semaines de prestations d'a.-e. qui restent, puisque les femmes touchent au moins un dollar en prestations d'a.-e. Ainsi, ces femmes ont droit à un nombre réduit de semaines de prestations d'a.-e. intégrales lorsque les indemnités pour retrait préventif se terminent.

Afin d'atténuer les effets négatifs de cette situation, le projet pilote n° 5 (retrait préventif), d'une durée de trois ans, a été mis en place par DRHC le 25 septembre 2002. Le but du projet pilote est de permettre aux femmes qui ont droit à des prestations d'a.-e. partielles durant leur période de retrait préventif de les refuser. Les femmes peuvent ainsi prolonger leur période de prestations et recevoir des prestations d'a.-e. intégrales durant leur congé de maternité, parental ou de maladie.

Les prestataires qui choisissent de ne pas recevoir de prestations d'a.-e. partielles durant cette période deviennent admissibles à une période de prolongation des prestations d'a.-e. Le prolongement de la période de prestations d'a.-e. permet de reporter ultérieurement une semaine d'a.-e. si aucun versement n'est effectué pour la semaine en question. Ainsi, le nombre de semaines de prestations d'a.-e. ne sera pas réduit tant que la prestataire ne décidera pas de toucher des prestations partielles et/ou ne cessera pas de recevoir ses indemnités pour retrait préventif. Par la suite, la prestataire pourra recevoir le plein montant des prestations d'a.-e. pour les semaines où elle n'aura pas reçu de prestations partielles.

- Une prestataire qui bénéficie d'une période de prolongation des prestations d'a.-e. peut modifier sa décision. Des prestations d'a.-e. partielles lui seront versées rétroactivement, mais elle ne sera plus admissible à la prolongation des prestations pour cette période.

Les prestataires qui choisissent de recevoir des prestations d'a.-e. partielles n'ont pas droit à une prolongation de la période de prestations. Elles continueront de recevoir simultanément les paiements partiels d'a.-e. et les indemnités pour retrait préventif. Par ailleurs, elles ne peuvent pas rembourser les prestations reçues et demander rétroactivement de profiter d'une prolongation de la période de prestations. Le fait d'avoir choisi de recevoir des prestations partielles pour une semaine donnée est irrévocable.

Afin de mieux comprendre le choix qui est offert aux prestataires admissibles au projet pilote, voici un exemple typique de la situation qu'une prestataire pourrait rencontrer. Une femme reçoit de la CSST des indemnités de 300 \$ pour retrait préventif pendant une période de trois semaines, tout en étant admissible à des prestations d'a.-e. de 325 \$ pour une période de 10 semaines. Elle pourrait alors décider :

- de refuser les prestations d'a.-e. partielles et devenir admissible à une prolongation de trois semaines de prestations d'a.-e. Elle aurait donc droit à des prestations d'a.-e. de 325 \$ pendant 10 semaines après avoir reçu des indemnités pour retrait préventif pendant trois semaines;
- de recevoir des prestations d'a.-e. partielles de 106 \$ durant les trois premières semaines¹²². Dans ce cas, elle serait admissible à des prestations d'a.-e. de 325 \$ pendant sept semaines après avoir reçu à la fois des indemnités pour retrait préventif et des prestations partielles d'assurance-emploi pendant trois semaines.

Comme l'indique le tableau 2, choisir de prolonger une période de prestations d'a.-e. ne constitue pas nécessairement pour la prestataire la solution la plus rentable sur le plan financier. La prestataire doit tenir compte de la durée de son congé de maternité lors de son processus décisionnel. La décision de prolonger la période de prestations d'a.-e. dans le cadre du projet pilote pourrait faire perdre à la prestataire jusqu'à 319 \$ au total, si elle décide d'écourter son congé de maternité et de retourner sur le marché du travail avant la onzième semaine. Toutefois, il convient de signaler que la prestataire qui a pris une telle décision pourrait réclamer rétroactivement les prestations partielles.

¹²² Les 106 \$ en prestations d'a.-e. sont calculés de la manière suivante : les prestations maximales de la prestataire sont multipliées par le taux d'exemption de la rémunération pour obtenir le montant d'exemption ($325 \$ * 25 \% = 81,25 \$$). Le résultat est soustrait du montant des indemnités de la CSST pour obtenir la rémunération qui sera prise en compte lors de la détermination des prestations d'a.-e. ($300 \$ - 81,25 \$ = 218,75 \$$). Enfin, ce résultat est soustrait du montant des prestations d'a.-e. maximales pour obtenir le montant des prestations versées ($325 \$ - 218,75 \$ = 106,25 \$$).

Tableau 2
Incidence de la décision de prolonger la période de prestations d'a.-e.
ou de recevoir des prestations partielles – Cas type, en dollars

Nombre de semaines	Prolongation des prestations d'a.-e.			Prestations partielles			Écart
	Indemnités de la CSST	Prestations d'a.-e.	Total combiné	Indemnités de la CSST	Prestations d'a.-e.	Total combiné	
1	300	–	300	300	106	406	-106
2	300	–	600	300	106	813	-213
3	300	–	900	300	106	1 219	-319
4	–	325	1 225	–	325	1 544	-319
5	–	325	1 550	–	325	1 869	-319
6	–	325	1 875	–	325	2 194	-319
7	–	325	2 200	–	325	2 519	-319
8	–	325	2 525	–	325	2 844	-319
9	–	325	2 850	–	325	3 169	-319
10	–	325	3 175	–	325	3 494	-319
11	–	325	3 500	–	–	3 494	6
12	–	325	3 825	–	–	3 494	331
13	–	325	4 150	–	–	3 494	656

Remarque : Le tableau exclut les revenus d'emploi et les autres revenus que la prestataire pourrait recevoir durant les semaines 11, 12 et 13 dans le cas où cette dernière déciderait de toucher des prestations partielles

14.4 Analyse des résultats

Cette section présente les résultats préliminaires concernant les prestataires admissibles au projet pilote. Ces prestataires ont été comparées aux prestataires qui ont cessé de travailler en raison d'une grossesse. Il faut noter que la majorité des prestataires admissibles au projet pilote n'ont pas quitté leur emploi pour cette raison, étant donné que plusieurs d'entre elles avaient déjà cessé de travailler au moment où elles ont commencé à recevoir des indemnités pour retrait préventif de la CSST. Cependant, toutes les prestataires admissibles au projet pilote sont des femmes enceintes ou qui allaitent durant leur période de prestations d'a.-e.

L'analyse statistique a été produite à partir de la base de données du profil vectoriel (PV) pour la période allant de septembre 2002 à août 2003. Les informations utilisées afin de déterminer les prestataires admissibles proviennent des différents enregistrements complémentaires. Les résultats préliminaires qui sont présentés ici doivent être interprétés avec prudence. Les variables permettant de déterminer l'admissibilité au projet pilote et, par la suite, l'option choisie par la prestataire, sont parfois contradictoires ou manquantes. Pour cette raison, la situation d'une cinquantaine de prestataires n'est pas tout à fait claire. Cette situation devrait être corrigée lors de l'évaluation du projet pilote. Cependant, l'analyse statistique présentée dans ce rapport porte uniquement sur les prestataires dont la situation était clairement définie.

Quatre cent vingt-deux prestataires étaient admissibles au projet pilote au cours de sa première année d'existence. Comme l'indique le tableau 3, 144 femmes admissibles ont choisi de prolonger leur période de prestations, comparativement à 182 femmes qui ont décidé de recevoir des prestations partielles. De plus, 96 femmes ont choisi les deux options au cours de leur période de prestations d'assurance-emploi.

Tableau 3	
Nombre de prestataires admissibles au projet pilote, selon l'option choisie septembre 2002 à août 2003	
Type de prestataires	Population
Nombre de prestataires admissibles	
– prolongement de la période de prestations	144
– prestations partielles	182
– les deux options	96
Total	422
Remarque : L'admissibilité d'une cinquantaine de prestataires ne peut être définie.	

Le tableau 4 montre que 43 % des prestataires admissibles au projet pilote ont cessé de travailler en raison d'un licenciement, 28 %, en raison d'une grossesse, et 14 %, en raison d'une maladie ou d'un accident. Une comparaison entre ces prestataires et les femmes prestataires du Québec et du reste du Canada, montre que les prestataires de ces deux derniers groupes sont plus nombreuses à avoir touché de l'assurance-emploi en raison d'un licenciement (52 % et 49 %) ou pour d'autres raisons (24 % et 21 %), mais que leur proportion était nettement plus faible pour ce qui est de la grossesse (13 % et 18 %). Cette situation s'explique par le fait que chaque prestataire admissible est devenue enceinte ou a allaité durant sa période de prestations d'assurance-emploi.

Par ailleurs, selon les résultats de l'analyse préliminaire, 35 % des prestataires qui ont choisi de toucher des prestations partielles ont cessé de travailler en raison d'une grossesse, ce qui représente près de 15 points de pourcentage de plus que celles qui ont choisi de prolonger leur période de prestations. Cependant, 46 % des femmes qui ont opté pour la prolongation de leur période de prestations ont été licenciées par rapport à 36,5 % chez celles qui ont reçu des prestations partielles.

Tableau 4						
Répartition des prestataires admissibles et de l'ensemble des femmes prestataires, selon la raison de la cessation de l'emploi – septembre 2002 à août 2003						
	Projet pilote				Femmes prestataires	
	Prolongation de la période de prestations	Prestations partielles	Les deux options	Total	Québec	Reste du Canada
Licenciement	45,8	36,5	50,0	42,8	51,9	49,0
Maladie ou accident	S.O.	17,7	S.O.	14,3	11,3	12,3
Grossesse	20,8	35,4	S.O.	28,3	12,5	17,7
Autres	S.O.	S.O.	S.O.	14,7	24,3	21,0
<i>N</i>	144	182	96	422	271 879	61 301
Remarque : Lorsqu'une catégorie comptait moins de 30 observations, le résultat a été supprimé et remplacé par S.O.						

L'examen des caractéristiques socio-économiques permet de mieux définir le profil des prestataires admissibles au projet pilote. Quatre variables ont été utilisées (l'âge, la région économique, le type de profession et le secteur d'activité) afin de comparer ces prestataires avec deux groupes témoins, soit les femmes prestataires d'a.-e. au Québec et leurs homologues dans le reste du Canada, qui ont cessé de travailler en raison d'une grossesse. Ces deux groupes de femmes étaient admissibles aux prestations d'a.-e. en raison de la naissance d'un enfant, tout comme l'étaient, ou seront, les prestataires admissibles au projet pilote (naissance prochaine ou allaitement).

De façon générale, les prestataires admissibles au projet pilote étaient de deux à trois ans plus jeunes que les prestataires qui ont cessé de travailler en raison d'une grossesse et dont l'âge moyen était de 27 ans. D'ailleurs, plus de 30 % des prestataires admissibles avaient moins de 25 ans, comparativement à 17 % et 14 % chez les groupes témoins. On observe la situation inverse dans le groupe des 30 ans et plus. À l'heure actuelle, on ne peut expliquer clairement l'écart dans la répartition des prestataires selon les différentes catégories d'âge. Toutefois, l'âge ne semblait pas être un facteur déterminant dans le choix des prestataires de toucher des prestations partielles ou de prolonger leur période de prestations.

Le tableau 5 montre la répartition des prestataires dans les différentes régions du Québec, soit les secteurs du Sud et de l'Ouest du Québec, le Nord et l'Est du Québec, ainsi que Montréal et Québec. Certaines régions économiques de l'a.-e. ont été regroupées afin d'obtenir des résultats plus significatifs (voir l'annexe 1). Ainsi, les prestataires admissibles de la région économique de Montréal étaient beaucoup moins nombreuses (23 %) que celles du groupe témoin provenant de Québec (51 %). Par contre, les deux régions qui excluent les deux grandes villes du Québec (Montréal et Québec) comptaient un plus grand nombre de prestataires participant au projet que les femmes prestataires d'a.-e. au Québec qui avaient cessé de travailler en raison d'une grossesse.

Les régions économiques du Québec semblent avoir eu une certaine influence sur le choix des prestataires admissibles. Ainsi, une plus forte proportion de prestataires qui ont choisi de prolonger leur période de prestations habitaient à Montréal (27 %), par rapport à celles qui ont opté pour les prestations partielles (20 %). Par contre, plus de 46 % des femmes qui ont touché des prestations partielles vivaient dans la partie Sud et Ouest du Québec, comparativement à 34 % des femmes qui ont prolongé leur période de prestations.

En examinant le type de profession exercée par les prestataires du projet pilote par rapport aux professions exercées par les deux groupes de prestataires dont la cessation d'emploi est liée à une grossesse, on observe deux répartitions distinctes. La plupart des femmes des groupes témoins exerçaient surtout des professions liées aux affaires et à la gestion (33 % et 36 %), suivies des emplois dans le domaine des ventes et des services (21 % et 23 %), de l'éducation et des sciences sociales (16 % et 15 %) ainsi que dans le secteur secondaire (10 % et 8 %). Par comparaison, la plupart des femmes participant au projet pilote occupaient un emploi lié à l'éducation et aux sciences sociales (33 %), à la vente et aux services (24 %), au secteur secondaire (21 %) ainsi qu'aux affaires et à la gestion (9 %). Ces différences s'expliquent en partie par les conditions des différentes professions qui présentent un danger pour la santé (mère ou enfant).

Par ailleurs, la répartition selon le type de profession varie également selon l'option choisie. Près de 46 % des femmes qui ont choisi de prolonger leur période de prestations occupaient un poste lié aux sciences sociales, à l'éducation et à l'administration publique, ce qui représente environ 16 points de pourcentage de plus par rapport à celles qui ont décidé de toucher des prestations partielles. Par ailleurs, les femmes qui ont choisi cette dernière option travaillaient surtout dans le domaine des ventes et des services (30 %) et dans le secteur secondaire (28 %). Le niveau des salaires dans les différents secteurs explique peut-être cet écart. Comme les salaires dans les secteurs des ventes et des services et dans le secteur secondaire sont généralement moins élevés que ceux en sciences sociales, en éducation ou dans l'administration publique, il est possible que les femmes du premier groupe aient préféré retourner plus rapidement sur le marché du travail et recevoir un montant plus élevé à court terme (indemnités de la CSST et prestations d'a.-e.), tandis que les femmes du second groupe ont préféré passer plus de temps à l'extérieur du marché du travail. La répartition selon le secteur d'activité affiche des résultats semblables.

En résumé, les femmes admissibles au projet pilote étaient de deux à trois ans plus jeunes en règle générale, résidaient principalement à l'extérieur de Montréal et de Québec, et étaient plus susceptibles de travailler dans le domaine de l'éducation et dans l'industrie manufacturière que celles qui avaient cessé de travailler en raison d'une grossesse. Par ailleurs, les femmes admissibles qui ont choisi de prolonger leur période de prestations étaient plus susceptibles d'avoir été licenciées et d'occuper un poste lié à l'éducation, aux sciences sociales et à l'administration publique, que celles qui ont reçu des prestations partielles.

Tableau 5
Répartition des prestataires admissibles au projet pilote et des femmes prestataires qui ont cessé de travailler en raison d'une grossesse, selon certaines caractéristiques socio-économiques – septembre 2002 à août 2003

	Projet pilote				Prestataires – grossesse	
	Prolongation de la période de prestations	Prestations partielles	Les deux options	Total	Québec	Reste du Canada
Groupe d'âge						
15 à 24 ans	27,8	33,5	S.O.	30,8	16,6	13,7
25 à 29 ans	48,6	36,8	50,0	43,8	38,4	31,6
30 à 34 ans	S.O.	22,5	S.O.	18,5	31,0	36,1
35 ans et plus	S.O.	S.O.	S.O.	S.O.	14,0	18,6
Âge moyen	27	27	27	27	29	30
Région économique						
Nord et Est du Québec	26,4	24,2	S.O.	26,3	11,2	S.O.
Québec	S.O.	S.O.	S.O.	11,4	10,3	S.O.
Sud et Ouest du Québec	34,0	46,2	34,4	39,3	27,4	S.O.
Montréal	27,1	20,3	S.O.	23,0	51,1	S.O.
Type de profession						
Aff., fin., adm., et gestion	S.O.	S.O.	S.O.	9,2	32,8	36,3
Santé	S.O.	S.O.	S.O.	9,5	12,6	10,8
Sc. soc., éducation, administration publique	45,8	20,3	36,5	32,7	16,4	14,7
Ventes et services	S.O.	29,7	S.O.	23,7	20,7	23,4
Secteur primaire	S.O.	S.O.	S.O.	S.O.	0,4	0,6
Secteur secondaire	S.O.	27,5	S.O.	21,3	9,7	8,4
Autre	S.O.	S.O.	S.O.	S.O.	7,4	5,8
Secteur d'activité						
Agric., pêche, forêt, mines	S.O.	S.O.	S.O.	S.O.	1,1	1,5
Fabrication	S.O.	24,3	S.O.	19,8	13,1	10,1
Const. et transport	S.O.	S.O.	S.O.	S.O.	2,4	3,3
Comm., rest. et héberg.	S.O.	23,7	S.O.	21,0	22,7	21,2
Éducation	37,7	S.O.	S.O.	24,7	9,5	10,3
Administration publique et autres services	25,4	35,3	S.O.	30,4	51,0	53,6
<i>N</i>	144	182	96	422	34 108	10 785
Remarque : Lorsqu'une catégorie comptait moins de 30 observations, le résultat a été supprimé et remplacé par S.O.						

Le tableau 6 présente les caractéristiques des prestations reçues par les différents groupes de prestataires. Les prestations sont examinées selon le nombre d'heures d'emploi assurable, le nombre de semaines de prestations, le montant des prestations et le versement du supplément familial.

Les prestataires participant au projet pilote ont accumulé moins d'heures d'emploi assurable (1 350 heures) que les prestataires des deux groupes qui touchaient des prestations d'a.-e. en raison d'une grossesse (1 492 heures et 1 521 heures). Seulement un tiers des participantes au projet avaient accumulé plus de 1 600 heures par rapport aux deux groupes témoins (55 % et 60 %, respectivement). Bien que les prestataires qui ont opté pour des prestations partielles aient accumulé, en moyenne, un plus grand nombre d'heures (46 heures de plus) que celles

qui ont prolongé leur période de prestations, il est difficile de déterminer si cet écart est significatif. Une analyse statistique approfondie devrait permettre d'éclaircir ce point.

Un examen du nombre de semaines d'a.-e. a permis de constater que les participantes au projet pilote, comme les prestataires des groupes témoins, ont touché des prestations d'a.-e. pendant 21 semaines environ. De même, les choix des prestataires du projet pilote ne semblent pas avoir influé sur le nombre de semaines de prestations d'a.-e. Cependant, il faut comprendre que la période analysée est légèrement plus courte qu'une année. Ainsi, les prestataires qui ont choisi de prolonger leur période de prestations n'avaient sans doute pas encore profité de leur option.

De façon générale, les prestataires du projet pilote recevaient moins d'argent chaque semaine (31 \$ c. 43 \$) que les prestataires qui avaient cessé de travailler en raison d'une grossesse. D'ailleurs, cet écart est corroboré par le fait que 12 % des participantes au projet pilote ont touché un maximum de 413 \$ par semaine par rapport à 28 % et 37 % chez les groupes témoins. Tel que mentionné précédemment, cet écart est en partie attribuable au type de profession exercée par les deux groupes et aux salaires qui s'y rattachent. Il est à noter que l'écart est également important entre les prestataires du Québec et celles du reste du Canada. Par ailleurs, les femmes qui ont opté pour des prestations partielles ont touché 35 \$ de moins en prestations maximales par rapport aux femmes qui ont choisi de prolonger leur période de prestations.

Le supplément familial a été versé à 18,2 % des femmes admissibles au projet pilote par rapport à 12 % et à 11 % chez les femmes qui ont cessé de travailler en raison d'une grossesse, soit un écart de 6 à 7 points de pourcentage. Cet écart s'explique par la façon dont la CSST et l'assurance-emploi définissent chacune ce qu'est un revenu. Il faut se rappeler que les indemnités de la CSST (90 % du revenu net) doivent être inférieures à 125 %¹²³ des prestations d'a.-e. (55 % de la rémunération assurable moyenne) pour qu'une femme soit admissible au projet pilote. Or, une prestataire admissible au supplément familial a le droit de recevoir jusqu'à 80 % de sa rémunération assurable. Cela augmente la probabilité que les indemnités de la CSST soient inférieures à 125 % des prestations d'a.e. et augmente donc la probabilité d'être admissible au projet pilote.

Enfin, le pourcentage de prestataires ayant droit au supplément familial qui ont choisi de prolonger leur période de prestations, est légèrement inférieur à celui des prestataires qui ont opté pour des prestations partielles. Cependant, les prestataires du premier groupe ont eu droit au supplément familial pendant six semaines de plus que celles du second groupe.

Ainsi, les femmes admissibles au projet pilote ont accumulé moins d'heures d'emploi assurable, ont reçu des prestations plus faibles et ont été proportionnellement plus nombreuses à toucher le supplément familial par rapport à celles qui ont cessé de travailler en raison d'une grossesse. En outre, chez les femmes admissibles, celles qui ont choisi de prolonger leur période de prestations ont touché des prestations maximales plus élevées que celles qui ont reçu des prestations partielles.

¹²³ Ou 50 \$ en plus des prestations d'a.-e. intégrales.

Tableau 6						
Répartition des prestataires admissibles au projet pilote et des femmes prestataires qui ont cessé de travailler en raison d'une grossesse, selon certaines caractéristiques des prestations d'assurance-emploi – septembre 2002 à août 2003						
	Projet pilote				Prestataires – grossesse	
	Prolongation de la période de prestations	Prestations partielles	Les deux options	Total	Québec	Reste du Canada
Heures d'emploi assurables						
Moins de 1 000 heures	22,9	20,3	S.O.	22,0	16,3	15,2
1001 à 1 300 heures	27,1	22,5	S.O.	23,0	11,9	11,3
1 301 à 1 600 heures	S.O.	20,9	S.O.	21,8	16,5	13,6
Plus de 1 600 heures	29,9	36,3	32,3	33,2	55,2	60,0
<i>Nombre moyen d'heures</i>	<i>1 322</i>	<i>1 368</i>	<i>1 361</i>	<i>1 350</i>	<i>1 492</i>	<i>1 521</i>
Semaines de prestations						
Moins de 10 semaines	S.O.	30,2	S.O.	21,8	25,6	25,1
11 à 20 semaines	38,2	22,5	S.O.	29,4	25,6	23,1
21 à 30 semaines	27,8	25,8	S.O.	26,3	21,5	21,9
31 à 40 semaines	S.O.	S.O.	S.O.	14,0	18,1	19,5
Plus de 40 semaines	S.O.	S.O.	S.O.	8,5	9,3	10,4
<i>Nombre moyen de semaines</i>	<i>21,1</i>	<i>19,8</i>	<i>24,0</i>	<i>21,2</i>	<i>20,7</i>	<i>21,4</i>
Montant des prestations						
Moins de 100 \$	S.O.	S.O.	S.O.	S.O.	2,6	4,4
101 \$ à 200 \$	S.O.	34,6	S.O.	24,9	21,0	17,1
201 \$ à 300 \$	31,9	28,6	47,9	34,1	24,9	20,6
301 \$ à 412 \$	24,3	23,1	S.O.	24,9	24,0	21,1
413 \$	S.O.	S.O.	S.O.	12,1	27,5	36,8
<i>Prestations moyennes (\$)</i>	<i>280</i>	<i>245</i>	<i>282</i>	<i>265</i>	<i>296</i>	<i>308</i>
Supplément familial (FS)						
Avec le SF	S.O.	18,7	S.O.	18,2	11,9	10,9
Sans le FS	84,0	81,3	79,2	81,8	88,1	89,1
<i>N^{bre} moyen de sem.</i>	<i>25,9</i>	<i>19,5</i>	<i>21,4</i>	<i>21,9</i>	<i>23,3</i>	<i>24,0</i>
<i>Avec le FS</i>						
<i>N</i>	<i>144</i>	<i>182</i>	<i>96</i>	<i>422</i>	<i>34 108</i>	<i>10 785</i>
Remarque : Lorsqu'une catégorie comptait moins de 30 observations, le résultat a été supprimé et remplacé par S.O.						

Le tableau 7 présente certaines caractéristiques des indemnités de la CSST pour retrait préventif, qui ont été versées aux prestataires admissibles au projet pilote. Les prestataires admissibles ont reçu, en moyenne, une indemnité de 225 \$ par semaine. Cette moyenne variait considérablement selon le choix des prestataires, soit 278 \$ pour celles qui ont choisi de prolonger leur période de prestations par rapport à 155 \$ pour celles qui ont opté pour des prestations partielles. Il est important de noter que le revenu hebdomadaire moyen chez les deux groupes de prestataires était de 278 \$ durant les semaines où elles étaient admissibles au projet pilote, soit 278 \$ en indemnité de la CSST pour le premier groupe, et 155 \$ en indemnité de la CSST plus 123 \$ en prestations d'a.-e. pour le second groupe. Par contre, si les prestataires du second groupe avaient choisi de prolonger leur période de prestations au

lieu de toucher des prestations d'a.-e. partielles, leurs prestations moyennes d'a.-e. se chiffraient à 222 \$ durant cette période¹²⁴.

Le tableau 7 montre également que les prestataires admissibles au projet pilote ont touché des indemnités durant douze semaines en moyenne. Toutefois, le nombre de semaines varie considérablement selon l'option choisie. Ainsi, les prestataires qui ont opté pour des prestations partielles ont reçu, en moyenne, des indemnités pendant six semaines, comparativement à 13 semaines pour celles qui ont choisi de prolonger leur période de prestations.

Tableau 7				
Répartition des prestataires admissibles au projet pilote, selon certaines caractéristiques des indemnités pour retrait préventif de la CSST – septembre 2002 à août 2003				
	Projet Pilote			
	Prolongation de la période de prestations	Prestations partielles	Les deux options	Total
Montant de l'indemnité				
Moins de 100 \$	S.O.	41,8	S.O.	22,5
101 \$ à 200 \$	S.O.	29,1	S.O.	21,1
201 \$ à 300 \$	29,2	17,0	42,7	27,0
301 \$ à 400 \$	24,3	S.O.	S.O.	17,1
Plus de 400 \$	S.O.	S.O.	S.O.	12,3
<i>Indemnité moyenne (\$)</i>	<i>278</i>	<i>155</i>	<i>280</i>	<i>225</i>
<i>Montant des prestations d'a.-e. durant les semaines d'indemnité</i>	<i>0</i>	<i>123</i>	<i>42</i>	<i>62</i>
Nombre de semaines				
Moins de 10 semaines	47,9	79,7	S.O.	55,7
11 à 20 semaines	S.O.	S.O.	35,4	19,0
21 à 30 semaines	22,9	S.O.	S.O.	15,9
Plus de 30 semaines	S.O.	S.O.	S.O.	9,5
<i>Nombre moyen de semaines</i>	<i>13,1</i>	<i>6,4</i>	<i>20,2</i>	<i>11,8</i>
Remarque : Lorsqu'une catégorie comptait moins de 30 observations, le résultat a été supprimé et remplacé par S.O.				

14.5 Conclusion

Bien que le document présente une analyse préliminaire des résultats, le nombre minimal de prestataires admissibles au projet pilote au cours de sa première année d'existence a été établi à 422 personnes, soit 182 prestataires ayant choisi de prolonger leur période de prestations, 144 prestataires ayant décidé de recevoir des prestations partielles, et 96 prestataires ayant profité de deux options au cours de leur période d'assurance-emploi.

¹²⁴ Pour le détail du calcul, voir la note de bas de page n° 122.

Par rapport aux prestataires qui ont cessé de travailler en raison d'une grossesse, les prestataires admissibles au projet pilote étaient de deux à trois ans plus jeunes en règle générale; résidaient principalement à l'extérieur des villes de Montréal et de Québec; étaient plus susceptibles d'occuper un emploi dans le domaine de l'éducation ou dans l'industrie manufacturière; avaient accumulé moins d'heures d'emploi assurable; avaient reçu des prestations plus faibles; et étaient proportionnellement plus nombreuses à toucher le supplément familial.

En examinant de plus près les prestataires admissibles, on constate que celles qui ont choisi de prolonger leur période de prestations au lieu de recevoir les prestations partielles étaient plus nombreuses à compter parmi les prestataires licenciées, à toucher des prestations maximales plus élevées et à exercer un emploi dans le domaine de l'éducation, des sciences sociales et de l'administration publique.

Enfin, les prestataires qui ont choisi de prolonger leur période de prestations ont reçu, en moyenne, 123 \$ de plus en indemnité de la CSST pendant sept semaines de plus par rapport aux prestataires ayant touché des prestations partielles.

Annexe – Régions économiques de l'assurance-emploi

Nord et Est du Québec :

Gaspésie – Îles-de-la-Madeleine

Bas-St-Laurent – Côte-Nord

Chicoutimi-Jonquière

Nord-Ouest du Québec

Sud et Ouest du Québec :

- Trois-Rivières
- Sherbrooke
- Centre-Sud du Québec
- Centre du Québec
- Montérégie
- Hull

Québec :

- Québec

Montréal :

- Montréal