



N° 62F0014MIB au catalogue

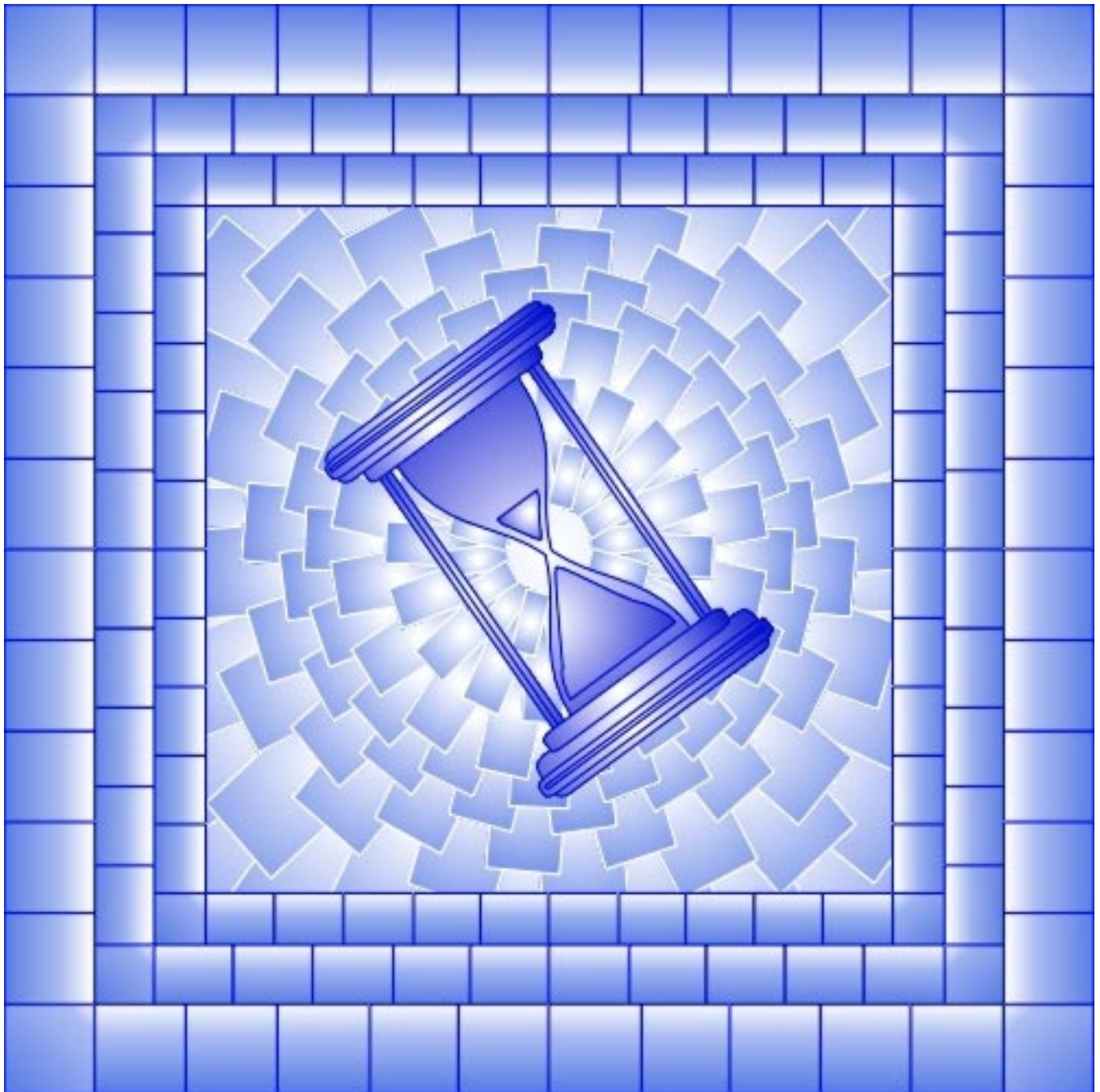
Série analytique

Division des prix

*L'inflation des services : pourquoi est-elle plus élevée?
Une investigation partielle des causes*

Par Marc Prud'homme et Klaus Kostenbauer

N° 5



Statistique
Canada

Statistics
Canada

Canada

***L'inflation des services : pourquoi est-elle plus élevée?
Une investigation partielle des causes***

Par Marc Prud'homme et Klaus Kostenbauer**
Division des prix, Statistique Canada*

***N° 62F0014MPB au catalogue, Série n° 5
ISBN: 0-660-59376-9
ISSN: 1206-2677***

13-D7, Immeuble Jean-Talon, Ottawa, K1A 0T6

Télécopieur : (613) 951-2848

** Téléphone : (613) 951-4415*

*** Téléphone : (613) 951-0691*

*Courrier électronique : prudmar@statcan.ca
kostkla@statcan.ca*

Décembre 1997

Préface

La Division des prix a débuté la publication de la Série analytique en décembre 1996 afin de partager avec le public ses travaux de recherche sur les indices de prix entrepris par ses employés, et parfois par d'autres personnes à l'intérieur ou à l'extérieur de Statistique Canada.

Tous les travaux sont examinés par un groupe de spécialistes de Statistique Canada ou par des spécialistes externes. Les opinions émises par les auteurs de ces documents ne reflètent pas nécessairement celles de la Division des prix ou de Statistique Canada.

Les séries analytiques ont pour but de propager les connaissances et stimuler la discussion. Prière de faire parvenir toutes questions ou commentaires sur n'importe quel aspect de ces documents à Louis Marc Ducharme, directeur (courrier Internet : ducharl@statcan.ca; téléphone (613) 951-0688) ou à Robin Lowe, chef, Contrôle de la qualité (courrier Internet : lowerob@statcan.ca; téléphone (613) 951-9495), Division des prix, Statistique Canada, Ottawa, Ontario, K1A 0T6.

Résumé

Depuis 1961 la composante des services de l'Indice des prix à la consommation (IPC) démontre un taux de croissance supérieur à la composante des biens. De plus, lorsque certaines des composantes les plus volatiles sont exclues, l'écart entre les deux taux s'élargit. Par exemple, sur cette même période l'inflation tendancielle pour les biens (excluant les aliments et l'énergie) a augmenté à un taux de 4,3% comparativement à 6,1% pour les services (excluant le logement). La littérature propose cinq explications pour le phénomène de la hausse rapide des prix des services. Malgré l'importance et l'attrait de ces éléments pour expliquer l'écart inflationniste, ce document se penchera que sur deux. Certains croient que l'inflation des services est en fait une abstraction statistique qui découle du fait que les unités de production des services, et par conséquent leurs variations de prix, sont parfois difficiles à quantifier. Cette question sera examinée en premier. Il semblerait que le problème de mesure, même s'il est en fait plus réel pour les services, ne peut pas expliquer la totalité de l'écart inflationniste. William Baumol (1967) a suggéré l'autre explication, soit une croissance sectorielle inégale qui serait la cause principale de la divergence. Cette explication sera traitée dans la deuxième partie du document. Malgré l'attrait du modèle, l'hypothèse ne tient pas empiriquement.

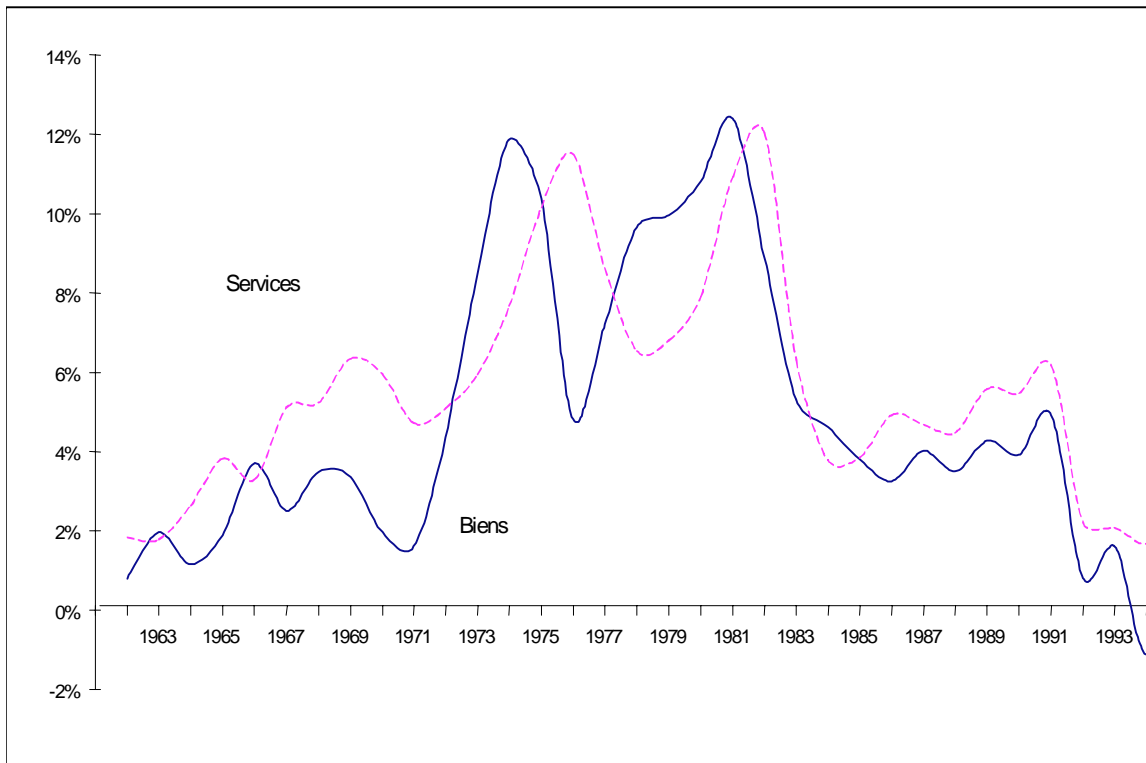
TABLE DES MATIÈRES

	Page
1.0 Introduction	1
2.0 Les problèmes de mesure	3
3.0 L'hypothèse de productivité de Baumol	5
3.1 La croissance des salaires dans les secteurs manufacturier et des services	7
3.2 La croissance de la productivité et la croissance des salaires réels	11
4.0 Conclusion	12
 <u>Tableaux</u>	
Tableau 1 : Taux annuels moyens d'inflation pour les biens et services dans l'IPC	4
Tableau 2 : Déflateurs, productivité et rémunération	6
Tableau 3 : Résultats du stade final du test Hausman	8
Tableau 4 : Résultats statistiques	10
Tableau 5 : Résultats du test de causalité Granger-Sims	10
Tableau 6 : Les salaires réels et la productivité	11
 <u>Figures</u>	
Figure 1 : Inflation selon l'IPC - Biens vs. Services	1
Figure 2 : Inflation selon l'IPC - Biens excluant les aliments et l'énergie vs. Services excluant le logement	3
Figure 3 : Indicateurs de la performance industrielle (1961-1992)	7
Notes	12
Annexe	13
Références	15

1.0 Introduction

Depuis un certain nombre d'années, la composante des services de l'Indice des prix à la consommation (IPC) démontre de façon générale un taux d'augmentation plus élevé que la composante des biens. De 1961 à 1994, le taux annuel moyen de la variation des prix des services a été de 5,8 % contre 5,0 % pour celui des biens. Seulement les années marquées par d'importantes augmentations du prix du pétrole et d'importantes diminutions des taux d'intérêt hypothécaire font exception à cette tendance (voir la figure 1). De plus, lorsque certaines des composantes les plus volatiles sont exclues, l'écart entre les deux taux s'élargit. Par exemple, pendant la même période, l'inflation pour les biens (excluant les aliments et l'énergie) a augmenté à un taux de 4,3 % comparativement à 6,1 % pour les services excluant le logement (voir la figure 2).

Figure 1 : Inflation selon l'IPC - Biens versus Services



La littérature propose cinq explications pour le phénomène de la hausse rapide des prix des services :

- 1) certains croient que l'inflation du prix des services est en fait une abstraction statistique qui découle du fait que les unités de production des services, et par conséquent leurs variations de prix, sont parfois difficiles à quantifier;¹
- 2) la prospérité économique continue aurait mis des pressions additionnelles sur la demande globale pour les services causant ainsi leurs prix à augmenter;²
- 3) selon certains, une croissance sectorielle inégale, une thèse originalement suggérée par Baumol (1967), serait la cause principale de la divergence entre les taux d'inflation des deux secteurs de l'économie;
- 4) plusieurs services sont catégorisés comme étant non commercialisables et pour cette raison, sont à l'abri de la concurrence des produits étrangers comparativement au grand nombre de biens commercialisables³; et
- 5) la dernière thèse est en effet une combinaison de 2) et 4), où la croissance de la concurrence des nouvelles économies industrialisées serait à la source des pressions à la baisse du prix des produits manufacturés dans les pays riches, augmentant ainsi les encaisses réelles et les dépenses pour les autres biens et surtout les autres services augmentant à leur tour les prix de ces derniers.⁴

Chacune des sources d'inflation dans le secteur des services a des implications différentes sur le plan de la politique macro-économique. Les implications vont de «l'impossibilité d'agir», si le problème en est un de mesure, jusqu'à la «mise en œuvre de politiques plus actives» visant la véritable source d'inflation, soit des pressions sur la demande en provenance du secteur des services.

Bien que les cinq sources de l'écart inflationniste susmentionnées soient intéressantes et importantes, ce document en examinera seulement deux. Dans la première section on présentera les problèmes de mesure. La deuxième section abordera la question posée en premier par Baumol dans son article érudit de 1967 «The Macroeconomics of Unbalanced Growth: The Anatomy of Urban Crisis». La dernière section présentera une conclusion.

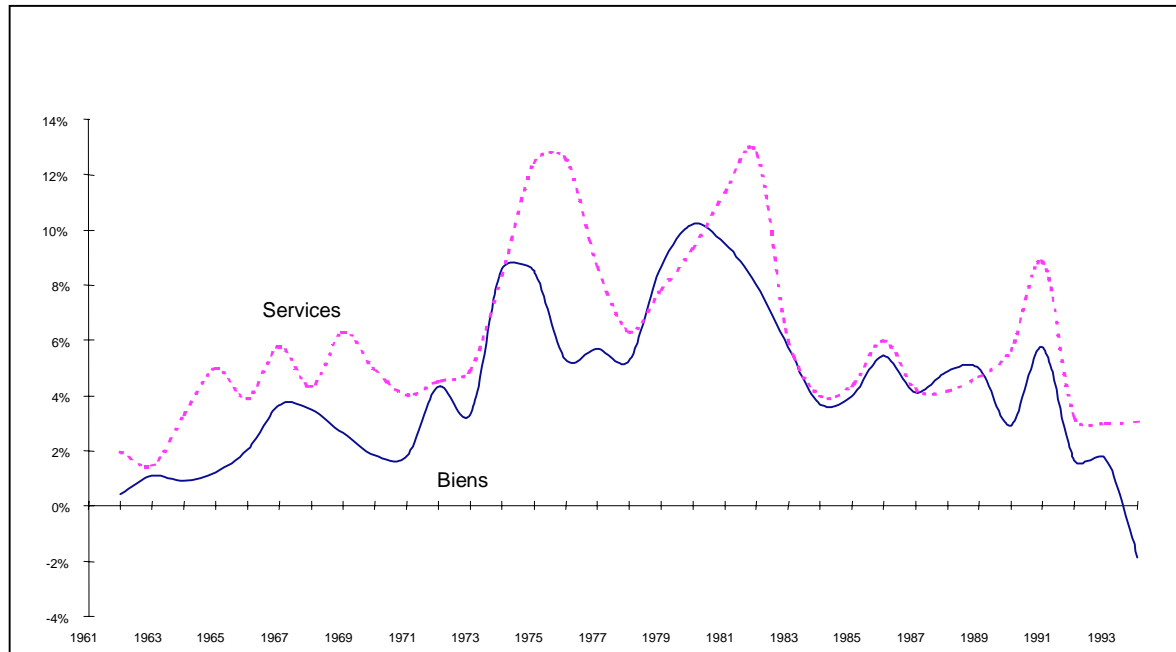
¹ Voir *Rappoport (1987)*.

² Voir *Brauer (1993)*.

³ Voir *Riet (1993)*.

⁴ Voir *The Economist* (le 13 avril 1996).

Figure 2 : Inflation selon l'IPC - Biens excluant les aliments et l'énergie vs Services excluant le logement



2.0 Les problèmes de mesure

C'est un fait bien établi que l'ajustement de la qualité est l'un des problèmes les plus sérieux auxquels font face les statisticiens de prix. Le défi est encore plus sérieux pour les services, car les unités de production ne sont pas toujours bien définies. De plus, lorsque les quantités et les prix ne sont pas observables directement, des méthodes d'imputations sont nécessaires où certains indices de salaire sont utilisés comme source d'imputation. Cette technique ne tient pas compte des améliorations à la productivité de la main d'œuvre. Ces deux problèmes, changement de qualité et imputation, peuvent parfois causer une surévaluation de l'inflation mesurée.

Rappoport (1987) et Brauer (1993) ont examiné le degré de fausse mesure pour le cas des prix des services à la consommation en étudiant l'évolution dans le temps des indices de prix pour les biens et services. L'hypothèse de départ de leur thèse reposait sur l'aspect complémentaire de certains biens et services appartenant à certaines catégories de dépenses de consommation. Conséquemment, la croissance de la demande pour les biens et services devrait être sensiblement la même ce qui donnerait dans des taux d'inflation presque identiques. Par contre, si le problème de l'ajustement de qualité était plus sérieux pour les services que pour les biens, alors on pourrait s'attendre à des différences entre les deux taux d'inflation.

Le tableau 1 montre que le taux d'inflation pour les services est systématiquement supérieure à celle des biens pour chaque catégorie de dépenses et pour toutes les périodes. Avant de conclure l'existence d'un biais dans les mesures pour le secteur des services, il est important de noter que les hypothèses sont quelque peu restrictives. Premièrement, certains biens et services ne sont pas toujours complémentaires comme on l'avait présumé au départ. Par exemple, les réparations

d'automobiles et les nouvelles voitures sont parfois des substituts si les propriétaires décident de garder leur voiture plus longtemps. Deuxièmement, la concurrence croissante des biens étrangers sur les nouveaux marchés mondiaux explique peut-être en partie pourquoi les prix des biens n'ont pas augmenté aussi rapidement que ceux des services. Enfin, contrairement à l'hypothèse de départ qui suppose implicitement une offre stable, il peut y avoir des changements dans l'offre relative de produits dans la même catégorie de dépenses. Le résultat serait des taux d'inflation différents pour les biens et services.

Même si certains problèmes de mesure semblent plus sérieux pour les services que pour les biens, ils ne peuvent pas être tenus responsables pour l'écart inflationniste qui existe entre les biens et services. Il y a sûrement d'autres facteurs qui entrent en jeu, l'un d'eux étant l'explication proposée par Baumol en 1967.

Tableau 1

Taux annuels moyens d'inflation pour les biens et services dans l'IPC

Catégorie	1961-1994		1971-1994		1979-1994		1986-1994	
	Biens	Services	Biens	Services	Biens	Services	Biens	Services
Aliments	5,3	6,5	6,6	7,2	4,1	5,4	2,0	4,2
Logement	5,9	9,0	6,0	9,9	4,4	6,4	3,6	4,7
Meubles	3,9	6,0	2,3	4,5
Vêtements	4,2	5,8	4,9	7,0	4,3	5,7	3,5	4,4
Transport privé	3,7	..	5,3	..	4,9	7,9	3,1	8,0
Soins personnels	..	6,6	4,5	7,3	4,2	5,8	2,4	5,3
Sports	4,2	6,8	3,2	6,1
Photographie	..	2,6	..	3,0	0,7	3,3	1,0	1,7
Télévision	-1,4	..	-1,5	6,5	-2,5	5,5

3.0 L'hypothèse de productivité de Baumol

Nous avons fait valoir que les erreurs de mesure n'expliquent qu'en partie la différence entre l'inflation des biens et des services. Voyons maintenant une des causes économiques possibles pour l'écart inflationniste entre les biens et les services. Une explication fort répandue est que les prix des services progressent plus vite que ceux des biens parce qu'il y a des limites inhérentes à la croissance de la productivité dans le secteur des services (Baumol, 1967). Selon l'hypothèse de Baumol, les améliorations technologiques successives dans le secteur manufacturier se sont traduites par une croissance constante et appréciable de la productivité depuis la révolution industrielle. Les principaux facteurs importants ont été la division du travail, la substitution du capital au travail et les économies d'échelle. La croissance de la productivité, par ailleurs, a permis une progression des salaires réels. Suivant l'exemple de Baumol, si la production par heure travaillée dans l'industrie de l'automobile augmentait de 4 % par an, les employeurs de cette industrie pourraient offrir à leurs travailleurs une augmentation annuelle de salaires de 4 % sans avoir à majorer les prix, et tout en maintenant leur marge bénéficiaire.

De nombreux services, par contre, sont à forte concentration de main-d'œuvre. Les salons de coiffure ou les services ménagers sont des exemples d'entreprises où la main-d'œuvre (spécialisée) est l'intrant le plus important. Cependant, la marge pour la croissance de la productivité est limitée dans ce type d'entreprises. On voit mal comment un coiffeur pourrait accroître sa productivité, si ce n'est qu'en consacrant moins de temps à ses clients, ce qui réduirait la qualité (perçue) du service.

Hypothétiquement, si la productivité est le seul facteur déterminant les niveaux de salaire, alors les salaires dans les industries manufacturières devraient augmenter dans le temps pendant que les salaires dans le secteur des services devraient demeurer stables. Cette croissance inégale des salaires, toutefois, ne serait possible que si la main-d'œuvre n'est pas mobile. Si la main-d'œuvre peut se déplacer à son gré d'une branche d'activité à l'autre, alors les secteurs où les salaires augmentent plus vite que la moyenne attireront les travailleurs des autres secteurs. Pour prévenir l'épuisement de la main-d'œuvre, les industries de services devraient augmenter leurs salaires. Baumol en déduit donc que les salaires augmenteront dans le temps au même rythme dans toutes les branches⁵.

Si Baumol a raison, la plupart des augmentations de salaires dans le secteur des services sont donc la conséquence d'augmentations de salaires dans les industries manufacturières. Ce qui signifie que les salaires dans le secteur des services augmente sans une croissance sous-jacente de la productivité comme c'est le cas dans le secteur manufacturier. Ainsi, on pourrait s'attendre à une inflation plus élevée dans le secteur des services.

⁵ Naturellement, c'est là un résultat à long terme, auquel s'appliquent certaines réserves, (p. ex. les salaires qui doivent être corrigés selon les niveaux de compétences).

L'hypothèse de Baumol est séduisante sur le plan intuitif. Empiriquement pour supporter cette hypothèse, deux conditions devraient tenir. D'abord, la croissance des salaires dans le secteur manufacturier devrait devancer la croissance des salaires dans le secteur des services. Ensuite, le taux de croissance des salaires réels dans une industrie manufacturière (mais pas dans les services) devrait, dans une large mesure, dépendre de la croissance de la productivité de cette industrie. Si les données confirment la deuxième proposition mais infirment la première, c'est donc une indication de faible mobilité de la main-d'œuvre.

Une première observation des données (voir le tableau 2 et la figure 3)⁶ semble confirmer l'hypothèse de Baumol. La croissance moyenne de la rémunération par heure (RPH) (1961-1992) est semblable dans tous les secteurs. Comme groupe, les services dits «distributifs» (en majeure partie sont en forte intensité de capital) ont un taux d'inflation comparable à celui du secteur manufacturier. En revanche, l'inflation dans les industries de services dits «non distributifs» (en majeure partie sont à forte intensité de main-d'œuvre) a été presque deux points de pourcentage supérieur à celui du secteur des biens manufacturés. Depuis, l'inflation du secteur des services non-distributifs est le plus élevé, alors que la croissance de la productivité est nulle pour la période. Passons maintenant aux tests formels de l'hypothèse de Baumol.

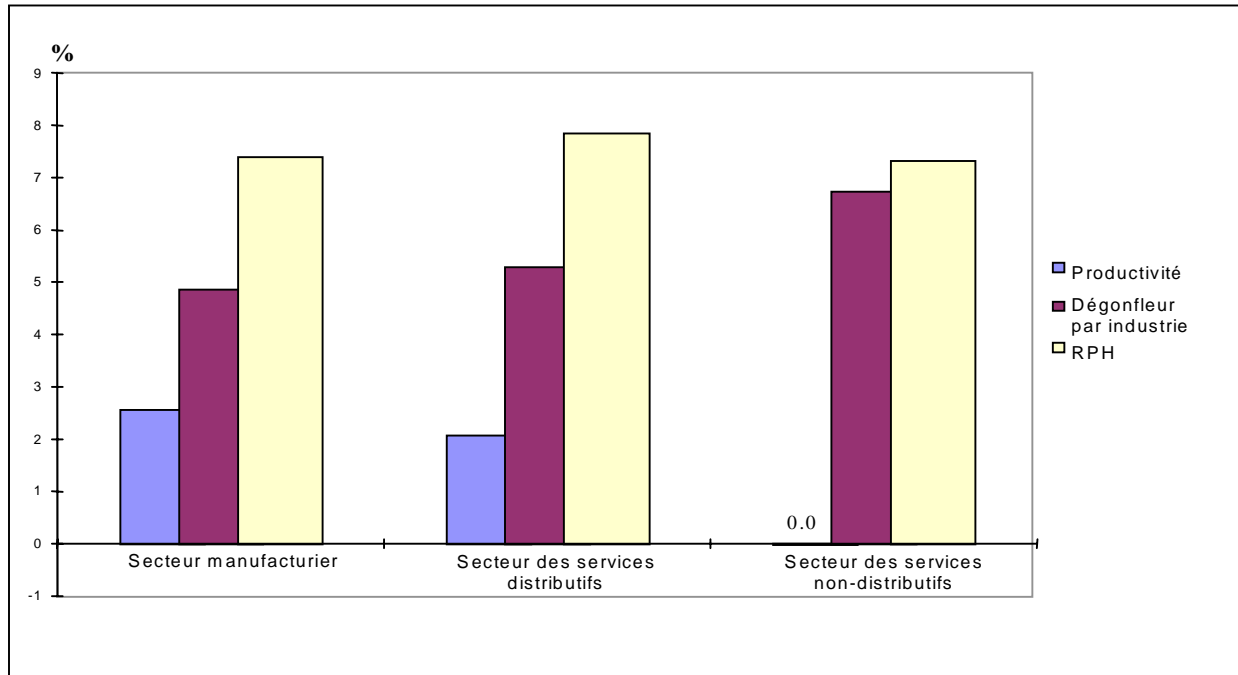
Tableau 2
Déflateurs, productivité et rémunération (1961-1992)

	Déflateur	Productivité	Rémunération par heure
Secteur manufacturier	4,9	2,6	7,4
Secteur des services distributifs	5,3	2,1	7,8
Secteur des services non distributifs	6,7	0,0	7,3

Source: Statistique Canada

⁶ Ces mesures sont des indices à pondérations variables plutôt qu'à pondérations fixes tels qu'utilisés dans l'IPC. Par conséquent, ces indices ne mesurent pas les changements purs de prix, cars ils incluent aussi des effets de substitution.

Figure 3 : Indicateurs de la performance industrielle (1961-1992)



3.1 La croissance des salaires dans les secteurs manufacturier et des services

Nous présentons deux modèles de détermination des salaires qui diffèrent quant à leur hypothèse sur la mobilité de la main-d'œuvre. Si la main-d'œuvre était très mobile, alors une augmentation des salaires dans un secteur provoquerait une augmentation immédiate des salaires dans toutes les autres secteurs. Conformément à Rappoport (1987), nous précisons une fonction de réaction instantanée entre les marchés du travail :

$$W^s = \beta_0 + \beta_1 W^m + \beta_2 W^{m-1} + \beta_3 P^s + \beta_4 P^{s-1} + \beta_5 U^{\text{homme}} + \beta_6 U^f + \beta_7 D^s + \varepsilon^s \quad (1)$$

(+)
(+)
(+)
(+)
(-)
(-)
(+)

$$W^m = \gamma_0 + \gamma_1 W^s + \gamma_2 W^{s-1} + \gamma_3 P^m + \gamma_4 P^{m-1} + \gamma_5 U^{\text{homme}} + \gamma_6 U^f + \gamma_7 D^m + \varepsilon^m \quad (2)$$

(+)
(+)
(+)
(+)
(-)
(-)
(+)

Où :

m, s : signifie un secteur manufacturier (m) ou un secteur de services non distribués (s);

W : taux de croissance de la rémunération nominale par heure;

P : taux de croissance de la productivité de la main-d'œuvre;

U : taux de croissance du chômage des hommes et des femmes dans la force de l'âge; et

D : taux de croissance de l'indice des prix du secteur comme mesure des attentes inflationnistes rationnelles.

Si la main-d'œuvre était moins mobile, toutefois, le modèle d'équation simultanée donnerait une mauvaise description des marchés du travail. Par ailleurs, une augmentation des salaires dans les industries manufacturières pourrait provoquer une augmentation des salaires dans le secteur des services, avec un retard :

$$W^s = \beta_0 + \beta_1 W^{m-1} + \beta_2 P + \beta_3 U + \beta_4 D^s + \varepsilon^s \quad (3)$$

(+)
(+)
(-)
(+)

Nous avons utilisé le *test de spécification de Hausman* pour choisir entre le modèle de détermination simultanée des salaires et le modèle à équation unique⁷.

Les régressions comprennent des observations annuelles (1961-1992) des secteurs manufacturiers et de 14 secteurs de services non distributifs. Toutes les séries chronologiques sont stationnaires, sauf la croissance de la rémunération pour les industries manufacturières. Pour contourner le problème, nous avons recherché un sous-groupe manufacturier dont la croissance de la rémunération coïncidait de près avec celle de l'ensemble du secteur manufacturier, tout en étant statistiquement stationnaire. L'industrie de production de machines répond à ces deux critères.

Le tableau 3 présente les résultats du stade final du test d'Hausman :

Tableau 3

Résultats du stade final du test Hausman

Secteur	Simultané	Secteur	Simultané
banquesoui	adivert	non	
fiducie	oui	asp	non
assurances	oui	photo	non
aservent	non	div	non
serprentnon	taxi	non	
éducation	oui	cinéma	non
hôpitaux	non	blanchissage	non
hôtels	non		

* Les abréviations sont définies en annexe.

⁷ Pour l'explication du test et une procédure détaillée, voir Berndt, E., *The Practice of Econometrics*, Addison-Wesley, 1991, p. 379-80.

Les résultats au tableau 3 montrent que les travailleurs ne changent pas immédiatement de secteur en réponse aux incitations monétaires. Cela n'a rien d'étonnant. La mobilité de la main-d'œuvre est limitée parce que les emplois dans différents secteurs ne sont pas des substituts parfaits. Il faut du temps pour acquérir de nouvelles compétences et chercher un autre emploi. Le secteur des services financiers est un cas aberrant. À ce stade, nous croyons que les difficultés notoires de mesure de la production de ce secteur sont une explication plus plausible que la parfaite intégration du marché du travail entre les industries manufacturières et les services financiers.

Puisque les données rejettent le modèle d'équation simultanée pour la plupart des secteurs, il semble que le modèle d'équation unique (3) décrit mieux les marchés du travail du monde réel. Nous présentons les coefficients d'estimations et les écarts-types dans le tableau 4. Les coefficients sont imprimés en caractères gras au niveau de 5 %, et soulignés au niveau de 10 %. Pour vérifier l'autocorrélation du premier ordre et d'ordre supérieur, nous avons représenté graphiquement la fonction d'autocorrélation d'échantillon du terme d'erreur $\rho_i = \text{corr}(e_t, e_{t-i})$, et donnons les trois premières autocorrélations. La limite de 95 % de probabilité ρ_i^* est $\sim 0,32$.

En premier lieu, il est utile d'examiner l'élasticité de la croissance prévue de la productivité et de l'inflation prévue de la croissance de la rémunération, car la croissance de la productivité peut être rare dans le secteur des services non distributifs. Si cependant les gestionnaires et les travailleurs prévoient une croissance de la productivité, alors les salaires réels devraient suivre rapidement, et selon la même proportion. Les salaires devraient aussi réagir directement aux attentes inflationnistes. Par conséquent, les coefficients β_2 et β_4 dans l'équation (3) devraient prendre une valeur proche de l'unité. De fait, les deux coefficients sont positifs et significatifs tout au long, et à moins de deux écarts-types dans la plupart des branches.

Selon Baumol, une variation des salaires dans les industries manufacturières provoquera (c.-à-d. devancera) une variation dans les salaires des services. En tenant compte de l'inflation et de la croissance de la productivité, les données canadiennes montrent que la croissance des salaires dans les industries manufacturières devance la croissance des salaires dans seulement 4 de 11 secteurs des services. Donc, sur un horizon temporel d'un an, les marchés du travail semblent mal intégrés. Afin de mieux comprendre la dynamique du marché du travail, nous avons effectué un test de causalité Granger-Sims⁸ pour voir si les salaires dans les industries manufacturières causent des variations de salaires dans le secteur des services (voir tableau 5). L'annexe décrit nos données. Les résultats corroborent les conclusions antérieures. Sur n'importe quelle période d'un an, les marchés du travail dans les secteurs des services non distributifs semblent segmentés de ceux des industries manufacturières.

⁸ Si «X cause Y», deux conditions doivent alors être remplies. Tout d'abord, les valeurs décalées de X aident à prédire Y. En second lieu, les valeurs décalées de Y n'aident pas à prédire X. Si le test révèle que X prédit Y et que Y prédit X, alors l'explication plausible n'est pas que X et Y sont simultanément la cause l'un de l'autre, mais plutôt qu'une troisième variable est la cause à la fois de X et de Y. Une procédure détaillée simple est décrite dans Pindyck, R.S. et D.L. Rubinfeld, *Econometric Models and Econometric Forecasts*, 3^e éd., McGraw-Hill, 1991, p. 216-7.

Tableau 4

Résultats statistiques

W^s	Constante	W^{m-1}	P^e	U^{homme}	U^f	D^s	R^2	P_1	ρ_2	ρ_3
aservent	2,60 (0,96)	0,00 (0,13)	0,73 (0,05)		-0,86 (0,68)	0,92 (0,10)	0,9	-0,12	0,02	-0,2
serprent	1,36 (0,93)	<u>0,29</u> (<u>0,16</u>)	0,98 (0,10)		-0,76 (0,69)	0,63 (0,12)	0,8	-0,15	-0,08	-0,01
hôpitaux	0,55 (2,25)	-0,26 (0,30)	0,51 (0,07)		-0,74 (1,54)	0,96 (0,14)	0,76	-0,19	-0,13	-0,11
hôtels	0,95 (1,12)	0,01 (0,18)	1,07 (0,15)		0,34 (0,80)	0,83 (0,16)	0,68	-0,14	0,28	-0,08
cinéma	-0,90 (1,68)	0,47 (0,21)	0,69 (0,08)		-0,37 (1,08)	0,63 (0,11)	0,74	-0,05	-0,08	0,09
adivert	3,45 (3,47)	0,40 (0,53)	0,72 (0,15)		-2,18 (2,46)	0,03 (0,44)	0,45	-0,31	0,11	0,04
blanchi.	1,32 (0,87)	-0,08 (0,14)	0,90 (0,08)		0,30 (0,68)	0,85 (0,11)	0,87	-0,05	0,19	-0,17
asp	-0,59 (1,76)	0,09 (0,24)	0,68 (0,12)	0,85 (0,78)		1,04 (0,24)	0,7	-0,22	0,17	0,02
photo	0,25 (2,00)	-0,04 (0,30)	1,04 (0,13)		0,97 (10,46)	1,18 (0,19)	0,74	0,13	-0,04	-0,13
div	-0,70 (1,22)	<u>0,43</u> (<u>0,25</u>)	0,95 (0,08)		<u>-1,85</u> (<u>1,00</u>)	0,73 (0,23)	0,84	-0,43	0,11	-0,03
taxi	-0,53 (2,42)	<u>0,33</u> (0,34)	0,98 (0,14)	-0,90 (10,17)		0,77 (0,24)	0,68	-0,12	-0,09	0,29

* Les abréviations sont définies en annexe.

Tableau 5

Résultats du test de causalité Granger-Sims

Secteur des services non distributifs	W^m à W^s	Secteur des services non distributifs	W^m à W^s
aservent	non	blanchi	non
serprent	non	aps	non
hôpitaux	non	photo	oui
hôtels	oui	div	non
cinéma	non	taxi	oui
adivert	non		

* Les abréviations sont définies en annexe.

3.2 La croissance de la productivité et la croissance des salaires réels

Pour éclairer la relation entre la croissance de la productivité et la croissance de la rémunération, nous avons regroupé des données transversales et des séries chronologiques et estimé l'équation suivante des points de vue des travailleurs et des entreprises⁹ :

$$(\text{Taux de croissance de la rémunération réelle})_{it} = \sum_{i=1}^I \delta_i D_i + \beta(\text{taux de croissance de la productivité})_{it} + \varepsilon_{it} [1];$$

Où :

i : secteur ($i=1, \dots, I$);

t : période ($t=1, \dots, T$);

D : variables dichotomiques permettant les effets fixes par secteur d'activité

Pour connaître la rémunération réelle par heure du point de vue du travailleur, nous avons dégonflé la rémunération nominale par heure avec l'IPC. Pour connaître le coût réel de l'emploi d'un travailleur, nous avons dégonflé chaque série par son indice des prix à la production. Les régressions comprennent des observations annuelles (1962-1992) de 41 secteurs (20 manufacturiers, 16 de services non distributifs et 5 de services distributifs). Les trois premières autocorrélations du terme d'erreur (ρ_{1-3}) sont nulle part significatives (voir tableau 6).

Tableau 6
Les salaires réels et la productivité

Secteur	Point de vue du travailleur					Point de vue de l'employeur				
	B	R^2	ρ_1	ρ_2	ρ_3	B	R^2	ρ_1	ρ_2	ρ_3
Industries manufacturières	0,09 (0,06)	0,12	-0,00	0,04	-0,03	0,51 (0,01)	0,41	-0,00	-0,08	-0,08
Services distributifs	0,41 (0,05)	0,34	0,02	0,00	-0,03	0,83 (0,05)	0,63	0,04	-0,15	-0,03
Services non distributifs	0,46 (0,02)	0,39	-0,01	0,11	0,11	0,80 (0,01)	0,80	-0,09	0,02	0,05

L'écart-type est exprimé entre parenthèse.

⁹ Cette spécification saisit les différences systématiques sur la façon dont la croissance de la productivité se répercute sur la croissance des salaires réels selon les coordonnées à l'origine des secteurs. Dans la catégorie des modèles de coordonnées à l'origine des secteurs, nous avons choisi une spécification à effets fixes par opposition à une spécification à effets aléatoires parce que cette dernière attribuerait des variations de croissance de la rémunération à des facteurs stochastiques inconnus plutôt qu'à la croissance de la productivité. On trouve une référence dans Johnston, J., McGraw-Hill, *Econometric Methods*, 3^e éd., 1984, p. 396-407.

Les termes d'erreur des régressions regroupées sont autocorrélés à l'intérieur de groupes transversaux et entre ces groupes, et hétéroscédastiques. Nous avons utilisé une procédure de correction exposée dans Kmenta, J., *Elements of Econometrics*, MacMillan, New York, 1971, p. 508-18.

Baumol prédit que la croissance de la productivité devrait expliquer en grande partie la croissance des salaires dans les industries manufacturières, mais pas pour les services non distributifs. Par conséquent, le coefficient de détermination R^2 devrait être beaucoup plus faible dans le secteur des services non distributifs. Les données canadiennes infirment nettement cette hypothèse.

4.0 Conclusion

Les augmentations de prix pour les services dépassent les augmentations de prix pour les biens depuis au moins 30 ans. Une partie de la divergence peut possiblement être expliquée par les problèmes de mesure inhérents à l'ajustement de la qualité, qui sont probablement plus sérieux pour les services que pour les biens. Du point de vue économique seulement, l'explication avancée par Baumol de l'écart inflationniste est séduisante sur le plan intuitif, par contre, elle n'est pas cohérente. Nous ne pouvons pas rapprocher les résultats contradictoires.

Les résultats de nos tests confirment ceux de Brauer (1993), dont le rapport rejetait l'hypothèse de Baumol pour les États-Unis. Dans l'ensemble, nous concluons que l'explication de Baumol est soit invalide ou soit insuffisante pour expliquer l'écart inflationniste entre les biens et les services. Une autre explication possible est la rapidité de la croissance de la demande de services, explication que favorise Brauer (1993) et d'autres. Cette possibilité et le rôle de la concurrence extérieure restent à examiner.

Annexe

Stationnarité

Toutes les données utilisées dans les régressions sont statistiquement stationnaires. Les estimations des fonctions d'autocorrélation et les tests Dickey-Fuller augmentés sont disponibles.

Données de salaire

Une mesure idéale de la croissance des salaires aux fins de cette analyse serait un indice à pondération fixe de la rémunération des salariés – une sorte d'IPC pour le total des salaires et des avantages sociaux. Parce que le poids accordé aux salaires dans une branche ou une profession particulière est fixe, les déplacements d'emploi entre professions et branches n'auront pas d'effet sur l'indice. L'indice du coût de l'emploi des États-Unis suit cette méthodologie, mais il n'existe pas de renseignements de ce genre sur la rémunération de la main-d'œuvre au Canada. La mesure la plus globale du coût nominal de la main-d'œuvre pour les employeurs au niveau des branches au Canada est la série de la rémunération totale du travail par heure selon le Système de comptabilité nationale. Elle représente la valeur marchande (y compris les salaires et les avantages sociaux) de l'intrant de main-d'œuvre, divisée par l'intrant total de main-d'œuvre (Ritter, 1996). Certaines données proviennent de l'Enquête sur l'emploi, la rémunération et les heures de travail. Ces mesures ne sont pas idéales pour l'analyse à court terme, vu que des déplacements qualitatifs de la combinaison d'emploi se répercuteront sur les mouvements des taux de salaires globaux. Surtout parce qu'on croit que les déplacements qualitatifs se neutraliseront à long terme, la RPH a été choisie pour cette étude car elle comprend des avantages non pécuniaires comme l'assurance-santé parrainée par l'employeur et d'autres avantages sociaux.

Tests de causalité de Granger-Sims

Les régressions comprennent les observations annuelles de la croissance de la rémunération (1961-1992) de 11 branches de services non distributifs et 15 branches de services distributifs, ainsi que de l'industrie de production des machines, comme variables dichotomiques pour l'ensemble des industries manufacturières.

Abréviations des secteurs

Adivert	Autres services de divertissement et de loisirs
Asanté	Autres services de soins de santé
aservent	Autres services aux entreprises
asp	Autres services personnels
assu	Assurances
banques	Banques, caisses d'épargne et autres institutions de dépôt
blanchi.	Blanchissage et nettoyage à sec
cinéma	Cinéma et audiovisuel
comd	Commerce de détail
comg	Commerce de gros
div	Services divers
ens	Services d'enseignement
fiducie	Sociétés de fiducie, autres agents financiers et immobiliers
hôpitaux	Services de santé
hôtels	Hébergement et restauration
photo	Photographies
pub	Services de publicité
serprent	Services professionnels aux entreprises
taxi	Industrie du taxi

Références

- Baumol, W.J. (1967), «The Macroeconomics of Unbalanced Growth: The Anatomy of Urban Crisis», *American Economic Review*, vol. 57, pp. 415-426.
- Baumol, W.J. (1968), «Macroeconomics of Unbalanced Growth: Comment», *American Economic Review*, vol. 58, pp. 896-897.
- Baumol, W.J. (1972), «Macroeconomics of Unbalanced Growth: Reply», *American Economic Review*, vol. 62, p. 150.
- Bell, C.S. (1968), «Macroeconomics of Unbalanced Growth: Comment», *American Economic Review*, vol. 58, pp. 877-884.
- Berndt, E. (1991), «The Practice of Econometrics», Addison-Wesley, pp. 379-80.
- Birch, J.W. et C.A. Cramer (1968), «Macroeconomics of Unbalanced Growth: Comment», *American Economic Review*, vol. 58, pp. 893-896.
- Brauer, D. (1993), «Why Do Service Prices Rise More Rapidly Than Goods Prices?», Federal Reserve Bank of New York, Document de travail n°. 9330.
- Charemza, W. et D. Deadman (1992), «New Directions In Econometric Practice», Edward Elgar Publishing Limited, Aldershot, Angleterre.
- Johnston, J. (1984), «Econometric Methods», 3^e éd., McGraw-Hill.
- Keren, M. (1972), «Macroeconomics of Unbalanced Growth: Comment», *American Economic Review*, vol. 62, p. 149.
- Kmenta, J. (1971), «Elements of Econometrics», MacMillan, New York.
- Kroch, E. (1991), «Tracking Inflation In The Service Sector», *Quarterly Review*, Federal Reserve Bank of New York, pp. 30-35.
- Lynch, L.K. et E.L. Redman (1968), «Macroeconomics of Unbalanced Growth: Comment», *American Economic Review*, vol. 58, pp. 884-886.
- Pindyck, R.S. et D.L. Rubinfeld (1991), «Econometric Models and Econometric Forecasts», 3^e éd., McGraw-Hill, pp. 216-7.
- Rappoport, P. (1987), «Inflation in the Service Sector», *Quarterly Review*, Federal Reserve Bank of New York, pp. 35-45.

Riet, A.G. van (1993), «Service-sector Inflation and the Convergence Towards Price Stability in Europe», *De Nederlandsche Bank Quarterly Bulletin*, n° 1, pp. 21-33.

Ritter, J.A. (1996), «Opening Pandora's Box: The Measurement of Average Wages», *Review, Federal Reserve Bank of St. Louis*, pp. 15-21.

Statistique Canada (1994), *Système de compatibilité nationale : Mesures globales de productivité*, n°. 15-204-XPF au catalogue.

The Economist (1996), «Murder He Wrote», 13 avril, p. 74.

Worchester, D.A. Jr. (1968), «Macroeconomics of Unbalanced Growth: Comment», *American Economic Review*, vol. 58, pp. 886-893.