

# Étude pratique des zones monétaires communes

---

*Andrew K. Rose\**

## **Point de départ de la recherche : les unions monétaires peuvent-elles expliquer la propension à privilégier le commerce intérieur?**

Douze pays ont accepté de céder leur souveraineté monétaire pour se joindre à l'Union économique et monétaire européenne. L'Équateur se convertit actuellement au dollar américain, comme plusieurs autres pays l'ont fait avant lui. Quels avantages réels un pays a-t-il à renoncer au contrôle monétaire? Le Mexique, l'Argentine et même le Canada devraient-ils envisager l'abandon de leur monnaie nationale et l'adoption du billet vert?

Dans l'étude qui suit, nous tentons de répondre à certaines de ces questions, en examinant le comportement de pays qui sont ou qui ont déjà été membres d'unions monétaires internationales. Plus précisément, nous évaluons si les unions monétaires existantes présentent les caractéristiques propres aux zones monétaires optimales, décrites par Mundell (1961). Nous verrons en particulier si les pays et les entités politiques qui font partie d'unions monétaires sont aussi intégrés sur le plan économique que les régions d'un même pays. Notre étude révèle que, si l'adoption d'une monnaie commune accroît l'intégration économique, le degré d'intégration est bien inférieur à celui des régions d'un même pays.

---

\* Nous remercions Graydon Paulin pour ses précieuses remarques.

Un certain nombre d'études ont démontré que les frontières nationales freinent l'intégration économique. Le commerce intérieur est beaucoup plus important que le commerce extérieur; les prix relatifs sont plus stables à l'intérieur d'un pays que d'un pays à l'autre; les habitants d'un pays ont tendance à détenir une part démesurée des actifs nationaux, et ainsi de suite (voir Anderson et van Wincoop, 2001). L'hypothèse que nous examinons implicitement est la suivante : l'« effet frontalier » résulterait en partie de la volatilité des taux de change ou, dans une perspective plus générale, de l'existence de diverses monnaies nationales.

Notre approche, qui est empirique, repose sur l'analyse des données relatives aux nombreuses unions monétaires en place. Il convient d'établir une distinction entre les unions politiques nationales (c.-à-d. les États souverains qui ont non seulement une monnaie unique, mais également un même régime politique et des lois, une culture et diverses autres caractéristiques communes) et les unions monétaires internationales (c.-à-d. les États souverains qui ont délégué la responsabilité de leur politique monétaire à une autorité internationale ou étrangère, mais qui conservent leur souveraineté dans d'autres secteurs). Les États-Unis, la France et le Royaume-Uni sont des exemples d'unions politiques. Les travaux récents sur l'économie nationale (Hess et van Wincoop, 2000; Bacchetta, Rose et van Wincoop, 2001) mettent l'accent sur le comportement des régions à l'intérieur de ces pays. La zone franc CFA<sup>1</sup> et la zone monétaire des Caraïbes orientales sont des exemples d'unions monétaires.

Notre démarche consiste à évaluer si les unions monétaires présentent le type d'intégration économique que Mundell (1961) affirme être souhaitable pour créer une « zone monétaire optimale ». Nous mesurons un certain nombre de traits qui caractérisent, sur le plan économique, les unions monétaires internationales, les unions politiques nationales et les autres pays. Le cadre de référence de Mundell implique que les gains dérivant de l'adoption d'une monnaie commune sont proportionnels à l'importance des opérations internationales. L'examen de données détaillées sur le commerce international fait ressortir que les pays adhérant à une union monétaire sont plus ouverts sur l'extérieur et plus spécialisés que les autres pays de taille comparable. Nous examinons de près les profils des échanges extérieurs. À l'aide d'une équation gravitationnelle, nous constatons que le commerce entre les membres d'une union monétaire (p. ex. Brunei et Singapour) est effectivement beaucoup plus intense que le commerce entre des pays comparables qui ont chacun leur monnaie, dans une proportion de plus de trois pour un. Si considérable qu'il soit, cet effet reste cependant faible comparativement à celui de la propension à privilégier le commerce

---

1. CFA : Communauté financière africaine ou Coopération financière africaine

intérieur, ou « réflexe cocardier »<sup>2</sup>, selon lequel le volume des échanges intérieurs est près de 20 fois supérieur à celui des échanges extérieurs, même dans le cas d'entités de taille économique comparable. En effet, selon mes estimations, une entité aussi importante (sur le plan de la population, du PIB, de la superficie, etc.) que Brunei et Singapour mis ensemble ferait beaucoup plus de commerce intérieur que Brunei et Singapour ne le font dans la réalité.

Nous nous penchons sur les taux de change réels et les écarts par rapport à la parité des pouvoirs d'achat<sup>3</sup>. La volatilité des taux de change réels est plus faible parmi les membres d'unions monétaires que dans les pays qui ont chacun leur monnaie. Toutefois, cette situation est partiellement attribuable au fait qu'aucune union monétaire n'a connu d'hyperinflation; les pays qui ont leur monnaie nationale et où l'inflation est modeste affichent une volatilité des taux de change réels qui n'est que légèrement supérieure à celle des membres d'unions monétaires. Les membres d'unions monétaires ne présentent pas de différences perceptibles dans le degré de stationnarité de leurs taux de change réels. Par référence aux taux de change entre les villes de pays de taille comparable, les unions monétaires ont des prix légèrement plus intégrés.

Nous étudions également d'autres caractéristiques des unions monétaires. D'après les données, les cycles économiques sont systématiquement plus fortement corrélés entre les membres d'unions monétaires qu'entre les pays qui ont conservé leur monnaie nationale, mais cette corrélation est inférieure à celle que l'on observe entre les régions d'un même pays. Finalement, nous examinons, à partir des chiffres de la consommation et des revenus, le partage des risques entre les membres d'unions monétaires et les pays qui ont leur monnaie nationale. Selon nos observations, les unions monétaires n'auraient qu'une incidence réduite sur le partage des risques<sup>4</sup>.

Nous en concluons que les membres d'une zone monétaire commune sont davantage intégrés sur le plan économique que les pays ne faisant pas partie d'une union monétaire, mais que cette intégration est loin d'être aussi poussée que dans les pays entièrement intégrés politiquement. Ainsi, les

---

2. N.D.T. : L'auteur emploie l'expression *home-market bias*.

3. McKinnon (1963) a soutenu que, dans les faits, le comportement des taux de change réels ne dépend pas sensiblement du choix du régime monétaire et que le désir d'influer sur ce comportement ne justifie pas l'utilisation d'une monnaie distincte.

4. Nous ne tenons pas compte de la mobilité de la main-d'œuvre parce qu'il est très difficile de construire un ensemble approprié de données et qu'on ne peut utiliser la politique monétaire pour neutraliser des chocs nominaux passagers que dans les cas où les mouvements de la main-d'œuvre sont probablement inadéquats. Nous faisons abstraction également de l'intégration des actifs et des marchés financiers.

pays « dollarisés » sont plus susceptibles de répondre aux critères d'appartenance à une zone monétaire optimale établis par Mundell, mais dans une moindre mesure que les régions d'un même pays.

Le commerce international donne lieu à des opérations de change, à moins que les échanges ne s'effectuent entre des membres d'une zone monétaire commune. Bien que l'on ait tendance à considérer les coûts de ces opérations comme modestes (du moins pour les pays de l'Organisation de Coopération et de Développement Économiques [OCDE] qui ont accès à des marchés des changes profonds et liquides), ceux-ci semblent tirer à conséquence. Il se peut donc que les unions monétaires favorisent l'intégration. La seule chose qui nous intéresse ici, cependant, c'est le lien qui existe entre l'intégration et les unions monétaires. Nous ne tenterons pas d'établir le rapport de causalité, à savoir si les pays intégrés sont plus susceptibles de se joindre à une union monétaire et d'y demeurer, si c'est l'union monétaire qui entraîne l'intégration, ou l'un et l'autre à la fois<sup>5</sup>.

Dans la section 1 ci-après, nous décrivons à grands traits les membres d'unions monétaires, en nous attardant particulièrement à leur degré d'ouverture et de spécialisation. Nous analysons l'incidence de l'appartenance à une union monétaire sur le commerce international dans la section 2, et son incidence sur les prix dans la section 3. La section 4 porte sur la synchronisation des cycles économiques à l'échelle internationale, et la section 5 traite du partage des risques. L'étude se termine par un sommaire et une conclusion.

## 1 Caractéristiques des zones monétaires communes

### 1.1 Description générale

Le premier ensemble de données (macroéconomiques) que nous utilisons est constitué d'observations annuelles sur 210 « pays », recueillies de 1960 à 1996 et extraites du cédérom *Indicateurs du développement dans le monde* (IDM) de 1998 de la Banque mondiale (voir la liste des pays à l'Annexe 2). Ce riche ensemble de données inclut tous les pays, territoires, colonies et autres entités décrits par le cédérom (et tous appelés « pays » pour des raisons de simplicité)<sup>6</sup>. L'ensemble de données a été vérifié et les erreurs ont été corrigées.

---

5. Il est difficile d'évaluer le sens de la causalité en raison de la longévité des unions monétaires. Dans un article antérieur (Rose, 2000), nous exposons une analyse plus poussée qui appuie l'idée que les unions monétaires ont tendance à favoriser l'intégration commerciale, plutôt que l'inverse.

6. Il manque toutefois de nombreuses observations sur des variables d'intérêt.

Dans cet ensemble de données, 1 891 observations (pays-année), soit 24 % de l'échantillon, portent sur des membres de zones monétaires communes; la liste des pays considérés figure à l'Annexe 1. Y sont aussi inclus : des membres de zones monétaires communes (tels que le Bénin, qui fait partie de la zone franc CFA); des pays sans monnaie nationale (tels que le Panama, qui utilise le dollar américain); des pays qui pratiquent des taux de change fixes de type 1 pour 1 depuis longtemps, qui ont largement recours à la substitution monétaire et pour lesquels il n'y a essentiellement aucune probabilité d'écart par rapport à la parité (tels que les Bahamas); des colonies, des dépendances et des territoires, départements ou collectivités d'outre-mer (tels que la Guadeloupe). Les pays centres (tels que les États-Unis et la France) dont les monnaies nationales sont utilisées à l'étranger sont présentés aux seules fins de référence, car notre analyse empirique ne les inclut pas parmi les membres d'unions monétaires<sup>7</sup>.

Le Tableau 1 présente des statistiques descriptives qui portent sur l'échantillon complet des observations ayant trait aux membres (périphériques) d'unions monétaires. On y indique le nombre d'observations disponibles ainsi que la moyenne et l'écart-type. Le tableau précise également le risque de première espèce d'un test de Student sur l'égalité des moyennes des membres d'unions monétaires et des non-membres.

Les données du Tableau 1 révèlent que les pays qui appartiennent à une union monétaire sont généralement plus pauvres et plus petits que les autres. Les unions monétaires s'accompagnent d'un taux d'inflation plus bas et plus stable. Toutefois, les pays membres d'unions monétaires affichent des ratios moindres de M2 au PIB (mesure standard de la profondeur du marché financier), ce qui peut tenir à leur tendance à la pauvreté. Comme indicateur de la profondeur de leur marché financier, il est peut-être plus pertinent de retenir que la marge par laquelle le taux des prêts consentis à des entreprises nationales dépasse le LIBOR (le taux interbancaire offert à Londres) est généralement inférieure, même une fois exclues les observations correspondant à un taux d'inflation élevé. L'écart-type du taux de croissance de la production de chaque pays, mesure sommaire de la volatilité de la production, semble similaire chez les membres d'unions monétaires et les non-membres. Finalement, il existe peu d'indications que les unions monétaires s'accompagnent d'un degré plus grand ou moins grand de discipline financière.

---

7. Dans le cas d'unions monétaires multilatérales, il n'y a aucun pays centre évident.

**Tableau 1**  
**Statistiques macroéconomiques descriptives et mesures du degré d'ouverture**

	Échantillon complet			Unions monétaires			Égal? (risque de 1 <sup>re</sup> espèce)
	Nbre d'obs.	Moyenne	Écart- type	Nbre d'obs.	Moyenne	Écart- type	
PIB réel par habitant (\$)	2 454	5 285	5 262	416	3 615	4 474	0,00
Population (millions)	5 102	23,6	9,3	1 052	1,8	2,7	0,00
Inflation (%)	4 152	40,3	499	672	7,8	9,0	0,00
M2/PIB (%)	3 197	38,0	23,9	510	30,4	16,7	0,00
Taux d'emprunt — LIBOR (%)	2 131	72,7	2 643	412	5,2	6,9	0,24
Taux d'emprunt — LIBOR (%) (inflation < 100 %)	1 858	7,6	13,3	348	5,4	7,2	0,00
Volatilité du taux de croissance de la production (écart-type en %)	211	6,1	5,5	51	5,9	3,1	0,17
Déficit budgétaire (% du PIB)	2 289	- 3,6	5,8	268	- 3,7	6,1	0,84
Exportations (% du PIB)	4 732	32,3	23,7	783	39,8	23,5	0,00
Importations (% du PIB)	4 729	37,8	25,4	783	53,2	27,1	0,00
Droits à l'exportation (% des exportations)	1 621	3,4	6,1	237	2,6	3,8	0,00
Droits à l'importation (% des importations)	2 226	12,3	9,6	241	18,0	8,4	0,00
Impôts sur les échanges extérieurs (% des recettes)	2 252	19,5	17,1	300	31,9	20,1	0,00
Balance courante (% du PIB)	2 942	- 4,5	11,5	477	- 8,3	13,3	0,00
Balance courante  (% du PIB)	2 942	7,3	10,0	477	10,8	11,4	0,00
Investissements directs bruts de l'étranger (% du PIB)	2 058	1,5	2,6	339	2,0	3,4	0,00
Flux de capitaux privés (% du PIB)	2 067	12,0	31,6	352	22,4	67,6	0,00

## 1.2 Profils des échanges extérieurs des pays membres de zones monétaires communes

Les pays qui adhèrent à une union monétaire ont tendance à être plus ouverts sur l'extérieur que ceux qui ont leur propre monnaie. Les exportations et les importations y représentent un pourcentage supérieur du PIB, à un degré à la fois statistiquement significatif et important du point de vue économique. Il est intéressant de noter que, dans le cas des pays membres d'unions monétaires, les droits à l'exportation sont plus faibles, tandis que les droits à l'importation et les impôts sur les échanges extérieurs sont plus élevés. Cette situation tient probablement au fait que la plupart des pays membres ont des assiettes fiscales peu développées en matière d'impôt sur le revenu et de taxe sur la valeur ajoutée. Le solde des balances courantes des pays faisant partie

d'unions monétaires représente un pourcentage supérieur (en valeur absolue) du PIB et est plus variable. Les membres d'unions monétaires accueillent également davantage de flux de capitaux privés et d'investissements étrangers directs. Les résultats intertemporels et intratemporels indiquent donc que les membres d'unions monétaires sont plus ouverts aux capitaux que les autres.

Les pays qui adhèrent à des unions monétaires semblent plus ouverts aux flux internationaux de biens, de services et de capitaux que les pays qui ont leur propre monnaie. Il faut cependant prendre garde de ne pas exagérer l'importance de ces différences. En effet, les membres d'unions monétaires sont généralement de petits pays. Or, il est bien connu que les petits pays sont plus ouverts que les grands. Par conséquent, nous tenons compte de la taille et des revenus au moment d'évaluer si l'appartenance à une zone monétaire commune est systématiquement associée à une plus grande intensité des échanges extérieurs.

Comme les pays qui font partie d'unions monétaires sont davantage ouverts aux influences internationales que ceux qui ont leur propre monnaie, il est naturel de se demander si les membres de zones monétaires communes sont également plus spécialisés et donc potentiellement plus vulnérables aux chocs sectoriels asymétriques. Kenen (1969) a été le premier à discuter de spécialisation dans un tel contexte.

Une façon d'évaluer si les membres d'unions monétaires ont une production plus spécialisée pourrait consister à comparer les structures de production, mais aucun ensemble de données ne permet de le faire. Toutefois, il est possible d'étudier les profils de spécialisation des pays qui font du commerce international. Nous utilisons à cette fin la Base de données sur le commerce mondial.

La Base de données sur le commerce mondial repose sur le dépouillement systématique des données des Nations Unies sur le commerce; elle a été étudiée par Feenstra, Lipsey et Bowen (1997)<sup>8</sup>. On estime qu'elle rend compte d'au moins 98 % des échanges extérieurs. Elle réunit les observations relatives à la valeur annuelle des échanges (en milliers de dollars américains) de 166 pays de 1970 à 1995 (voir la liste de ces pays à l'Annexe 3). Ces observations sont publiées pour les « sous-groupes » (codes à quatre chiffres) de la *Classification type pour le commerce international* (CTCI) (révision 2). On compte un total de 897 939 observations dans cet échantillon tridimensionnel (biens, pays et

---

8. L'information a été enrichie de données provenant de l'*Annuaire statistique du commerce international* des Nations Unies.

années). À titre d'exemple, on y voit que l'Afrique du Sud a exporté pour 740 000 \$ É.-U. de produits de code CTCI 11 en 1970<sup>9</sup>.

Pour chaque observation pays-année, nous calculons l'indice Herfindahl, qui permet de mesurer le degré de spécialisation. L'indice Herfindahl équivaut à la somme des parts des produits individuels mises au carré, soit

$$H_{it} \equiv \sum_j (x_{ijt}/X_{it})^2 \quad j = 1, K, J,$$

où  $x_{ijt}$  représente les exportations, pour le pays  $i$ , des produits du sous-groupe CTCI  $j$  pendant l'année  $t$ ;  $X_{it}$  représente l'ensemble des exportations de  $i$  pendant l'année  $t$ ; la sommation englobe tous les sous-groupes CTCI.  $H$  est compris dans l'intervalle borné  $[0,1]$ ; une valeur élevée de  $H$  indique que le pays se spécialise dans la production d'un nombre restreint de produits<sup>10</sup>.

Nous disposons de 3 045 observations pays-année de l'indice Herfindahl tirées de la Base de données sur le commerce mondial. De ce nombre, 388 (soit 13 %) concernent des pays qui font partie d'unions monétaires. Comme le Tableau 2 le montre, les indices Herfindahl des pays qui ont leur propre monnaie sont systématiquement inférieurs à ceux des membres d'unions monétaires (moyennes respectives de 0,23 et de 0,31). C'est donc dire que les membres de zones monétaires communes ont tendance à se spécialiser davantage. Non seulement l'écart est économiquement important, mais il est statistiquement significatif (la valeur critique du test de Student portant sur l'écart des moyennes est de 5,7). Par ailleurs, les pays qui appartiennent à une union monétaire exportent en moyenne moins de sous-produits (122) que ceux qui ont leur monnaie nationale, ce qui rejoint l'hypothèse d'une spécialisation plus poussée. (Ici encore, l'écart est statistiquement significatif puisque la statistique  $t$  est de 17,7.)

On pourrait objecter que les pays qui font partie d'unions monétaires sont plus petits et plus pauvres que les autres et que, par conséquent, il n'est pas étonnant qu'ils se spécialisent davantage. Nous tenons compte de ces facteurs en effectuant la régression de l'indice Herfindahl par rapport au PIB réel par habitant, tiré de la *Penn World Table* (version 5.6), à la population et à une variable muette égale à un lorsque l'observation pays-année se

---

9. Le code CTCI 11 désigne les « reproducteurs de race pure de l'espèce bovine, vivants ». Voici deux exemples de sous-groupes : « pneumatiques neufs des types utilisés pour autocars ou camions » (code CTCI 6252) et « moteurs de marine à pistons à allumage par compression » (code CTCI 7133).

10. L'indice Herfindahl du Canada s'établit en moyenne à 0,04 environ dans l'ensemble de l'échantillon et se trouve dans l'intervalle borné  $[0,028, 0,055]$ .



**Tableau 2**  
**Spécialisation des exportations et unions monétaires**

Statistiques descriptives	Nbre d'obs.	Indice Herfindahl		Nombre de produits exportés	
		Moyenne	Écart-type	Moyenne	Écart-type
Pays non membres d'unions monétaires	2 657	0,23	0,24	254	132
Pays membres d'unions monétaires	388	0,31	0,19	132	89

  

Tests de régression	Variables explicatives		
	PIB réel par habitant	Population	Union monétaire
Indice Herfindahl	- 0,10 (6,8)	- 2,8 (20,2)	0,06 (4,4)
Nombre de produits exportés	0,02 (23,9)	0,0003 (24,3)	- 67,2 (11,9)

Nota : Les valeurs des statistiques  $t$  robustes figurent entre parenthèses. L'ordonnée à l'origine n'est pas indiquée. La taille de l'échantillon est de 2 806 dans tous les cas. Les coefficients du PIB réel par habitant et de la population sont multipliés par  $10^4$  et  $10^7$ , respectivement, pour des raisons de commodité.

rapporte au membre d'une union monétaire. D'après les résultats, qui figurent dans la seconde partie du Tableau 2, nos conclusions sont insensibles à l'ajout de variables de contrôle relatives au PIB réel par habitant et à la taille du pays. D'une façon systématique, les pays qui appartiennent à une union monétaire affichent des indices Herfindahl supérieurs et exportent un moins grand nombre de produits<sup>11</sup>. Les membres d'unions monétaires sont donc plus ouverts et plus spécialisés que les pays qui ont leur propre monnaie. Cette spécialisation peut évidemment les rendre plus vulnérables aux chocs sectoriels et accroître la nature idiosyncrasique de leurs cycles économiques. Nous étudions cette possibilité ci-après.

11. Nos résultats ne sont pas touchés par l'inclusion d'effets fixes propres à la période ou au pays considéré, ou de termes quadratiques de revenus comme dans Imbs et Wacziarg (2000).

## 2 Degré d'intégration des unions monétaires en matière de commerce international

Nous démontrons que les pays qui adhèrent à une union monétaire font systématiquement plus de commerce international. Cette question revêt un intérêt manifeste, car les économies que le recours à une monnaie unique permet de réaliser au chapitre des coûts de transaction dépendent de la valeur des échanges, comme il est reconnu au moins depuis Mundell (1961) et comme Alesina et Barro (2000) l'ont étudié ultérieurement. À l'instar de Rose (2000), nous utilisons un modèle « gravitationnel » du commerce international comme cadre de référence. Nous évaluons en particulier si les échanges bilatéraux sont plus importants lorsque les deux pays considérés partagent la même monnaie, en gardant fixes plusieurs autres déterminants des échanges extérieurs.

Les nombreux auteurs qui emploient le modèle gravitationnel du commerce international s'accordent pour dire que les facteurs déterminants du commerce bilatéral sont la distance, les niveaux de revenu et la taille du pays, ce qui est corroboré ci-après. Le modèle retenu ici est entièrement standard et s'écrit ainsi :

$$\ln(X_{ij}) = \gamma UM_{ij} + \beta_0 + \beta_1 \ln(D_{ij}) + \beta_2 \ln(Y_i Y_j / Pop_i Pop_j) + \beta_3 \ln(Y_i Y_j) + \delta * Z_{ij} + \varepsilon_{ij},$$

où  $X_{ij}$  représente la valeur des échanges entre les pays  $i$  et  $j$ ;  $UM$  est une variable muette binaire égale à un lorsque  $i$  et  $j$  partagent la même monnaie et égale à zéro dans le cas contraire;  $D_{ij}$  représente la distance entre les pays  $i$  et  $j$ ;  $Y$  désigne le PIB réel;  $Pop$  représente la population;  $Z$  est un vecteur composé d'autres variables de contrôle; les coefficients  $\beta$  et  $\delta$  sont des coefficients de nuisance;  $\varepsilon$  représente l'effet résiduel de tous les autres facteurs dont dépend le commerce. Le coefficient qui présente le plus d'intérêt est  $\gamma$ , car c'est lui qui mesure l'incidence de l'utilisation d'une monnaie commune sur les échanges internationaux. Un coefficient positif indique que deux pays qui partagent la même monnaie ont également tendance à commercer davantage entre eux.

Nous estimons tout d'abord les paramètres de cette équation à partir des chiffres de la Base de données sur le commerce mondial, enrichis de données tirées de l'*Annuaire statistique du commerce international* des Nations Unies. L'ensemble de données porte sur plus de 150 pays, dépendances, territoires, départements d'outre-mer, colonies, etc. (appelés simplement « pays » ci-après) pour lesquels le Bureau de statistique des Nations Unies recueille des données sur le commerce international.

L'emplacement des pays (qui sert à calculer la distance orthodromique) est tiré du site Web de la CIA, qui contient également des observations sur d'autres variables d'intérêt telles que la contiguïté, la langue officielle, le passé colonial et le territoire<sup>12</sup>. Les données relatives au PIB réel et à la population proviennent du cédérom *Indicateurs du développement dans le monde* de 1998 de la Banque mondiale<sup>13</sup>. Nous utilisons des données de 1970, 1975, 1980, 1985, 1990 et 1995, et nous incluons des variables de contrôle propres à la période considérée.

Les résultats de nos estimations sont présentés au Tableau 3. La méthode des MCO (moindres carrés ordinaires) a été retenue, et les erreurs-types robustes figurent entre parenthèses. Les résultats fournis à l'extrême gauche du tableau concernent le modèle gravitationnel le plus simple, c'est-à-dire sans variable de contrôle auxiliaire  $Z$ . Les coefficients  $\beta$  indiquent que le pouvoir explicatif de ce modèle est appréciable, et ce, à deux égards. Premièrement, les estimations des coefficients sont sensées et solides. L'éloignement de deux pays réduit les échanges, alors que l'augmentation de la « masse économique » (évaluée d'après le PIB réel et le PIB par habitant) les intensifie. Ces effets intuitifs et plausibles vont dans le sens des estimations obtenues par d'autres auteurs; leur degré de signification statistique est très élevé, les statistiques  $t$  dépassant 20 (en valeur absolue). Deuxièmement, l'équation décrit bien les données et rend compte d'une forte proportion de la variation transversale des flux commerciaux.

Bien qu'il soit rassurant de constater l'efficacité du modèle gravitationnel, il reste que le rôle de ce modèle est d'abord de permettre l'identification des variables de contrôle auxiliaires. Nous cherchons avant tout à comprendre la relation entre l'appartenance à une union monétaire et les flux commerciaux, après avoir tenu compte des effets gravitationnels. Même une fois éliminée l'influence de la production, de la taille et de la distance, l'utilisation d'une monnaie unique a une forte incidence sur les échanges extérieurs. Les

---

12. On peut consulter le *World Factbook* de 2000 à l'adresse suivante : <http://www.odci.gov/cia/publications/factbook/index.html>.

13. Nous intégrons parfois une variable de contrôle relative à l'appartenance à un même accord régional de libre-échange. Nous incluons un certain nombre de ces accords, dont les suivants : l'Union européenne, l'Accord de libre-échange entre le Canada et les États-Unis, l'Association européenne de libre-échange (AELE), les liens économiques privilégiés de l'Australie et de la Nouvelle-Zélande, l'accord de libre-échange entre Israël et les États-Unis, l'Association des nations de l'Asie du Sud-Est (ANASE), le Marché commun d'Amérique centrale (MCAC), l'Accord relatif aux relations commerciales entre le gouvernement d'Australie et le gouvernement de Papouasie–Nouvelle-Guinée, le Caricom, le South Pacific Regional Trade and Economic Cooperation Agreement (SPARTECA) et l'Accord de Carthagène. Toutes les données sont tirées du site Web de l'OMC (<http://www.wto.org>).

**Tableau 3**  
**Modélisation de l'effet des unions monétaires sur le commerce**

Union monétaire	2,11 (0,13)	1,53 (0,13)	1,22 (0,13)	1,25 (0,13)	1,37 (0,13)
(Log de la) distance	- 1,22 (0,01)	- 1,09 (0,02)	- 1,09 (0,02)	- 1,04 (0,02)	- 1,06 (0,02)
(Log du produit des) PIB réels par habitant	0,66 (0,01)	0,64 (0,01)	0,66 (0,01)	0,56 (0,01)	0,49 (0,01)
(Log du produit des) PIB réels	0,78 (0,01)	0,79 (0,01)	0,80 (0,01)	0,88 (0,01)	0,94 (0,01)
Accord commercial régional		1,31 (0,07)	1,25 (0,07)	1,08 (0,07)	1,17 (0,07)
Langue commune		0,73 (0,03)	0,44 (0,04)	0,57 (0,04)	0,53 (0,03)
Frontière terrestre		0,37 (0,07)	0,43 (0,07)	0,62 (0,07)	0,63 (0,07)
Colonisateur commun			0,65 (0,05)	0,47 (0,05)	0,45 (0,05)
Même entité nationale			1,08 (0,28)	0,97 (0,28)	0,99 (0,29)
Rapports coloniaux			2,19 (0,07)	1,99 (0,07)	1,99 (0,07)
Nombre de pays enclavés				- 0,39 (0,03)	
(Log du) territoire total				- 0,22 (0,01)	
(Log du) produit des territoires					- 0,15 (0,01)
Nombre de pays insulaires					0,04 (0,02)
R <sup>2</sup>	0,61	0,62	0,63	0,64	0,64
Racine carrée de l'erreur quadratique moyenne (REQM)	2,05	2,03	2,00	1,98	1,98

Nota : L'équation a été estimée par la méthode des MCO. Les erreurs-types robustes figurent entre parenthèses. Les ordonnées à l'origine propres à certaines années ne sont pas indiquées. La taille de l'échantillon est de 31 101 de 1970 à 1995, à intervalles de cinq ans. La variable dépendante est le logarithme du commerce bilatéral réel.

estimations ponctuelles indiquent que, lorsque deux pays partagent la même monnaie, leurs échanges bilatéraux augmentent d'un facteur de  $\exp(2,11)$ , soit environ 8,25! Non seulement cet effet est économiquement important, mais il est aussi statistiquement significatif aux niveaux traditionnels de confiance (la statistique  $t$  dépasse 16).

Il est difficile d'imaginer que le Canada pourrait multiplier par huit ses échanges avec les États-Unis en abandonnant le huard. L'importance de ce chiffre peut s'expliquer par un certain nombre de raisons. La principale serait une erreur de spécification du modèle, impliquant que la variable d'union monétaire capte l'effet d'une ou de plusieurs autres variables

omises. Mais la robustesse des résultats démontre que ce n'est pas le cas. Le Tableau 3 présente quatre perturbations différentes du modèle gravitationnel, qui intègrent progressivement des variables de contrôle ( $Z$ ) supplémentaires aux résultats de base. Ces effets supplémentaires sont en général statistiquement significatifs et plausibles du point de vue économique, bien qu'ils n'ajoutent guère au pouvoir explicatif global du modèle. Le fait d'être membres d'un accord commercial régional, de partager la même langue, d'avoir eu le même colonisateur (après 1945), de faire partie de la même entité nationale (p. ex. la France et un département d'outre-mer comme la Guyane française) et d'avoir eu des rapports colonisateur-colonisé intensifie les échanges extérieurs dans des proportions économiquement et statistiquement significatives. Les pays enclavés et vastes font généralement moins de commerce, alors que les pays insulaires en font davantage. Mais  $\gamma$  reste économiquement important et statistiquement significatif, que ces variables de contrôle supplémentaires soient ou non incluses. Bien que le coefficient diminue quelque peu sous l'effet de l'inclusion de ces variables, l'estimation la plus modeste de  $\gamma$  dans le Tableau 3 indique que les échanges extérieurs sont d'environ 340 % plus élevés pour les pays qui partagent la même monnaie que pour ceux qui ont leur propre monnaie.

Dans Rose (2000), nous avons obtenu des résultats semblables après avoir estimé les paramètres d'un grand nombre d'équations gravitationnelles à partir d'un ensemble de données comparable qui s'étendait de 1970 à 1990. Notre estimation ponctuelle de  $\gamma$  était de 1,2. Nous avons également démontré la robustesse de ces résultats par rapport à la mesure exacte de  $UM$ , la mesure exacte de la distance, l'inclusion de variables de contrôle supplémentaires, le sous-échantillonnage et diverses techniques d'estimation.

Pour récapituler, les membres d'unions monétaires commercent davantage entre eux, toutes choses égales par ailleurs. Il est raisonnable d'estimer que les échanges extérieurs des membres d'une zone monétaire commune sont trois fois plus intenses que ceux des pays ayant leur monnaie nationale. Si excessif qu'il paraisse, ce chiffre est très faible par rapport au biais lié à la propension à privilégier le commerce intérieur, dont l'importance est bien documentée. McCallum (1995) et Helliwell (1998) constatent que ce biais sur les marchés des produits est de l'ordre de 12 à 20 fois, selon les données produites par les provinces canadiennes et les États américains. Ces chiffres dépassent largement nos présentes estimations (voir Anderson et van Wincoop, 2001). L'appartenance à une zone monétaire commune accroît effectivement les échanges extérieurs, mais loin du point où les zones monétaires communes peuvent se comparer à des pays.

### 3 Intégration des prix au sein des unions monétaires

Dans la présente section, nous étudions si la convergence des taux de change réels à l'intérieur des unions monétaires est plus rapide et moins volatile à court terme.

Pour répondre à la première question, nous estimons les paramètres de l'équation suivante :

$$racineq_{ij} = \alpha + \beta UM_{ij} + \delta * Z_{ij} + \varepsilon_{ij},$$

où  $racineq_{ij}$  est le coefficient autorégressif estimé d'une autorégression d'ordre 1 du (logarithme du) taux de change réel du pays  $i$  par rapport au pays  $j$ . Un coefficient  $racineq_{ij}$  élevé indique que le taux de change réel s'ajuste lentement.  $UM_{ij}$  est une variable muette qui prend la valeur de un lorsque les pays  $i$  et  $j$  appartiennent à une union monétaire depuis 1960, et la valeur de zéro dans le cas contraire.  $Z_{ij}$  est un vecteur de variables de contrôle auxiliaires (telles que la distance entre les pays  $i$  et  $j$  et la volatilité du taux de change nominal) qui sont incluses dans la régression comme variables de contrôle, mais qui ne présentent pas d'intérêt direct pour nous.  $\varepsilon_{ij}$  est une erreur aléatoire se rapportant aux facteurs qui influent sur la vitesse d'ajustement des taux de change réels et qui ne sont pas inclus dans notre régression.

Le paramètre  $\beta_{ij}$  est négatif par hypothèse, c'est-à-dire que nous postulons que la persistance des taux de change réels est inférieure dans les pays qui font partie d'unions monétaires. Si les unions monétaires réussissent à réduire la volatilité des taux de change réels, leur succès peut notamment se mesurer par la rapidité avec laquelle les taux de change réels retournent à l'équilibre.

Nos données relatives aux taux de change réels se fondent sur les indices annuels des prix à la consommation et les taux de change de l'ensemble de données macroéconomiques de la Banque mondiale que nous utilisons. Pour chaque pays de l'ensemble de données, nous estimons tout d'abord les paramètres d'une autorégression d'ordre 1 (avec ordonnée à l'origine, puisque les données relatives aux prix sont exprimées sous forme d'indice) des taux de change réels (en logarithme) de 1960 à 1996<sup>14</sup>. Le coefficient de la pente de ces régressions temporelles sert de variable dépendante dans la régression transversale définie plus haut<sup>15</sup>.

---

14. Les paramètres de l'autorégression d'ordre 1 ne sont estimés que s'il existe au moins 15 observations par pays.

15. À titre d'exemple, la racine Canada-États-Unis est de 0,90.

**Tableau 4**  
**Persistance des taux de change réels et unions monétaires**

Variables de contrôle	Variables muettes				
	MCO	Inflation	de pays, inflation	Inflation maximale	Pays sans inflation élevée
Union monétaire	0,03 (1,0)	0,01 (0,5)	0,10 (3,9)	0,01 (0,3)	0,00 (0,1)
(Log de la) distance	0,00 (0,5)	0,00 (0,0)	0,02 (0,5)	0,01 (0,2)	0,00 (0,4)
Même entité nationale	-0,12 (3,3)	-0,11 (3,9)	-0,06 (3,3)	-0,11 (4,2)	-0,10 (4,5)
Volatilité des taux de change nominaux	-0,13 (18,0)	-0,22 (11,4)	-0,16 (3,3)	-0,26 (21,2)	-0,28 (13,2)
Ordonnée à l'origine	0,90 (34,4)	0,89 (34,3)		0,90 (34,6)	0,92 (34,4)
Nombre d'observations	3 647	3 647	3 647	3 647	3 236

Nota : Les valeurs absolues des statistiques  $t$  robustes figurent entre parenthèses. La variable dépendante est la racine estimée à partir de l'autorégression du logarithme du taux de change réel.

Les résultats qui figurent au Tableau 4 n'appuient aucunement l'hypothèse selon laquelle les taux de change réels s'ajustent plus rapidement au sein des unions monétaires. La première colonne du tableau présente les résultats de la régression de base. En plus de la variable muette d'union monétaire, la régression contient le logarithme de la distance (en milles) entre les pays  $i$  et  $j$ , une variable muette qui indique si  $i$  et  $j$  sont des divisions d'un même pays (p. ex. la France métropolitaine et la Guadeloupe), l'écart-type de la différence première du logarithme du taux de change nominal et une constante. La variable muette d'union monétaire a un signe positif, mais elle n'est pas statistiquement significative aux seuils habituels.

Les autres variables de la régression ne présentent pas d'intérêt direct, mais deux d'entre elles sont hautement significatives dans cette spécification-ci et dans chacune des autres : il s'agit de la variable muette d'appartenance à une même entité nationale et de la volatilité des taux de change nominaux. Comme on peut s'y attendre, le coefficient de cette variable muette est négatif, ce qui indique que les taux de change réels s'ajustent plus rapidement entre deux divisions d'un même pays. Il n'est pas étonnant non plus que la vitesse d'ajustement soit sensiblement supérieure lorsque la volatilité des taux de change nominaux est plus marquée. La volatilité temporaire des taux de change réels est étroitement liée à la volatilité des taux de change nominaux. Lorsque les chocs subis par les taux de change nominaux sont très importants et qu'ils entraînent des désalignements prononcés des taux de change réels, l'ajustement est rapide.

Les autres spécifications du Tableau 4 font intervenir des variables de contrôle additionnelles (dont les coefficients ne figurent pas au tableau). La deuxième colonne fait état des résultats que l'on obtient lorsque les taux d'inflation moyens des pays  $i$  et  $j$  sont pris en compte; la présence de ces taux ne modifie pas sensiblement l'effet des autres variables explicatives. La régression de la troisième colonne reprend les variables de contrôle de la deuxième colonne, mais elle ajoute une variable muette pour chaque pays. Dans cette spécification, la variable muette d'union monétaire est significative, mais elle a un signe positif. C'est donc dire que les taux de change réels ont un caractère plus persistant dans les pays membres d'unions monétaires. Les régressions des quatrième et cinquième colonnes du Tableau 4 tiennent compte de l'inflation élevée de deux façons différentes. La régression de la quatrième colonne inclut le taux d'inflation annuel maximal de chaque pays, tandis que celle de la cinquième colonne reprend la spécification de base de la première colonne, mais en excluant tous les pays qui ont connu une inflation élevée. (On entend ici par « inflation élevée » une inflation moyenne supérieure à 100 %.) Nous constatons que le coefficient de la variable muette d'union monétaire ne change pas dans ces spécifications. La conclusion qui se dégage du Tableau 4 est la suivante : l'appartenance à une union monétaire n'accélère pas l'ajustement des taux de change réels. Les résultats de Rose et Engel (2000) viennent corroborer cette conclusion.

En résumé, il n'existe pas de lien évident entre la vitesse d'ajustement des taux de change réels et l'adhésion à une union monétaire ou même politique. Voilà qui n'est pas vraiment étonnant. La littérature fait état de résultats variables quant au rythme d'ajustement des prix à l'intérieur d'un pays et d'un pays à l'autre. Parsley et Wei (1996) constatent que les prix convergent rapidement entre les villes des États-Unis. La vitesse de convergence est de beaucoup supérieure à celle que l'on observe généralement entre les pays dans le cas des taux de change réels (voir Rogoff, 1996). Toutefois, les données de Parsley et Wei se limitent aux prix de produits très précis (alors que les comparaisons internationales se fondent sur des indices de prix globaux), et elles n'incluent aucune donnée comparable de pays autres que les États-Unis. À l'opposé, Rogers et Jenkins (1995) ainsi que Engel, Hendrickson et Rogers (1997) ne constatent aucune différence significative entre les rythmes national et international de convergence des taux de change réels globaux.

Par contraste, il existe un « effet frontalier » bien connu dans la volatilité à court terme des taux de change réels. Par exemple, Engel et Rogers (1996) observent que les prix relatifs entre les États-Unis et le Canada sont beaucoup plus volatils que les prix relatifs entre les villes de chaque pays, même en tenant compte de la distance entre les villes. Nous évaluons ici si



**Tableau 5**  
**Volatilité des taux de change réels et unions monétaires**

Variables de contrôle	MCO	Inflation	Variables		Pays sans inflation élevée
			muettes de pays, inflation	Inflation maximale	
Union monétaire	- 0,04 (5,9)	- 0,02 (3,4)	- 0,06 (7,9)	- 0,02 (3,3)	- 0,01 (0,8)
(Log de la) distance	- 0,005 (2,2)	- 0,005 (2,8)	0,005 (6,1)	- 0,006 (3,5)	0,000 (0,1)
Même entité nationale	0,05 (1,5)	0,04 (1,7)	0,00 (0,4)	0,04 (1,8)	0,02 (1,5)
Volatilité des taux de change	0,28 (27,5)	0,40 (24,4)	0,11 (4,5)	0,41 (31,2)	0,48 (39,6)
Ordonnée à l'origine	0,12 (7,2)	0,11 (6,9)		0,11 (7,8)	0,05 (5,0)
Nombre d'observations	3 647	3 647	3 647	3 647	3 236

Les valeurs absolues des statistiques  $t$  robustes figurent entre parenthèses.

les unions monétaires ont également pour effet de réduire la volatilité des taux de change réels. Le Tableau 5 présente les résultats de régressions qui revêtent la forme suivante :

$$volq_{ij} = \alpha + \beta UM_{ij} + \delta * Z_{ij} + \varepsilon_{ij},$$

où  $volq_{ij}$  mesure la volatilité des taux de change réels des pays  $i$  et  $j$ . Nous utilisons comme mesure l'écart-type du résidu des autorégressions d'ordre 1 dont il a été question plus haut. Cet écart-type mesure la volatilité des chocs subis par les taux de change réels, par opposition à la variance correspondant à un lent ajustement. Comme précédemment,  $UM_{ij}$  est une variable muette qui prend la valeur de un lorsque les pays  $i$  et  $j$  appartiennent à une union monétaire.  $Z_{ij}$  est un vecteur des autres variables de contrôle incluses dans les régressions, et  $\varepsilon_{ij}$  est une erreur aléatoire<sup>16</sup>.

Les spécifications des régressions des cinq colonnes du Tableau 5 sont identiques à celles du Tableau 4, sauf que la variable dépendante est la *volatilité* des taux de change réels, et non leur *persistance*. La variable muette d'union monétaire est négative dans toutes les spécifications. Par ailleurs, elle est hautement significative dans toutes les spécifications à l'exception de la dernière. La spécification qui paraît la plus plausible est la troisième, qui contient des variables muettes pour chaque pays. Dans cette

16. Pour reprendre l'exemple de la note 15, la volatilité Canada–États-Unis est de 3,8 %.

régression, le logarithme de la distance a un signe positif et significatif, ce qui indique que les pays éloignés affichent une plus grande volatilité des taux de change réels. La variance de la variation du (logarithme du) taux de change nominal est une variable hautement significative dans cette régression (et dans toutes les autres). Notre intérêt porte avant tout sur la variable muette d'union monétaire, qui a une très forte signification statistique : le fait d'appartenir à une union monétaire abaisse de six points de pourcentage l'écart-type des taux de change réels annuels.

Nous en concluons que la volatilité à court terme des taux de change réels est de beaucoup inférieure parmi les pays qui sont membres d'unions monétaires, même en gardant fixe la volatilité du taux de change nominal. La diminution de la variance du taux de change réel n'est donc pas attribuable uniquement aux taux de change fixes; faire partie d'une union monétaire semble stabiliser les taux de change réels par d'autres voies également. Il n'en reste pas moins que la volatilité des taux de change réels des membres d'unions monétaires est plus élevée en moyenne que celle que l'on observe dans le cas des villes d'un même pays.

#### **4 Synchronisation des cycles économiques et unions monétaires**

Nous évaluons maintenant si les cycles économiques des pays qui utilisent une monnaie commune ont tendance à être plus fortement synchronisés. La question se pose naturellement depuis Mundell (1961). Les pays dont les cycles sont hautement synchronisés renoncent à peu de souveraineté monétaire lorsqu'ils adoptent la même monnaie. Par conséquent, ils ont une propension plus élevée à choisir une monnaie commune (Alesina et Barro, 2000). Évidemment, comme l'existence d'une politique monétaire commune élimine le caractère idiosyncrasique de la politique monétaire, le lien de causalité se trouve inversé. Les pays membres d'une union monétaire sont censés afficher un meilleur synchronisme de leurs cycles économiques du fait qu'ils ne subissent pas de chocs internes de politique monétaire. Plutôt que de tenter de définir structurellement l'une ou l'autre partie de la relation, nous cherchons simplement à évaluer si les membres d'une zone monétaire commune présentent effectivement des cycles économiques plus synchronisés. La question est d'autant plus intéressante que nous avons déjà constaté que les membres d'unions monétaires sont très spécialisés dans leurs échanges internationaux, ce qui peut les exposer à des chocs asymétriques.

Les régressions que nous estimons s'écrivent comme suit :

$$Corr(s)_{ij} = \alpha + \beta UM_{ij} + \delta * Z_{ij} + \varepsilon_{ij},$$

où  $Corr(s)_{ij}$  représente la corrélation estimative entre le PIB réel du pays  $i$  et le PIB réel du pays  $j$ , la composante tendancielle des PIB ayant été éliminée par la méthode  $s$ ;  $UM$  est une variable muette binaire égale à un lorsque les pays  $i$  et  $j$  appartiennent à la même union monétaire;  $\alpha$  et  $\delta$  sont des coefficients de nuisance;  $Z$  est un vecteur de variables de contrôle;  $\varepsilon$  représente les facteurs résiduels omis. Le coefficient qui retient notre attention est  $\beta$ ; un  $\beta$  positif indique que deux pays qui partagent la même monnaie ont généralement des cycles économiques plus fortement corrélés. Comme notre analyse est de forme réduite, nous ne sommes pas en mesure de dire si les pays dont les cycles sont plus étroitement synchronisés font généralement partie de zones monétaires communes, ou si l'appartenance à une union monétaire tend à synchroniser les cycles (ou l'un et l'autre à la fois).

Pour créer la variable dépendante, nous nous servons de notre ensemble de données macroéconomiques. (La liste des pays figure à l'Annexe 1.) Pour chaque paire de pays de l'échantillon, nous estimons la corrélation entre les PIB réels annuels, dépouillés de leur tendance, des pays  $i$  et  $j$  sur la période d'estimation, soit de 1960 à 1996 (ou la période maximale de disponibilité des données)<sup>17</sup>. Nous utilisons la différence première du logarithme naturel du PIB de chacun des pays étudiés pour éliminer la composante tendancielle des données; les modèles log-linéaires de tendance temporelle produisent des résultats semblables. Une fois que la composante tendancielle du (logarithme naturel du) PIB réel de chaque pays a été éliminée, nous estimons les corrélations simples entre les séries obtenues<sup>18</sup>. Les résultats figurent au Tableau 6<sup>19</sup>.

La colonne d'extrême gauche du tableau présente les résultats d'une régression simple de la synchronisation des cycles économiques sur la variable muette d'union monétaire par la méthode des MCO. Le

---

17. Nous n'estimons la corrélation bilatérale que si nous disposons d'au moins cinq observations correspondantes du PIB par pays.

18. Par exemple, nous éliminons séparément la composante tendancielle du PIB réel de l'Afghanistan et celle du PIB réel de l'Australie à l'aide des taux de croissance. Nous estimons ensuite sur la période considérée la corrélation entre les deux séries obtenues pour le PIB réel (la corrélation observée est de  $-0,002$ ). Le calcul est répété pour toutes les paires possibles de pays, ce qui permet d'obtenir un vecteur de corrélations. Nous utilisons le même jeu de variables explicatives que dans le modèle gravitationnel des échanges extérieurs, c'est-à-dire que la synchronisation des cycles économiques est modélisée sous la forme d'une fonction de la distance entre les pays, du produit de leurs PIB réels, du produit de leurs PIB réels par habitant, et ainsi de suite.

19. La corrélation Canada-États-Unis est de 0,81.

**Tableau 6**  
**Synchronisation des cycles économiques et unions monétaires**

Union monétaire	0,05 (1,4)	0,10 (1,9)	0,07 (1,3)	0,11 (2,0)	0,11 (2,0)	0,10 (1,9)	0,11 (2,1)
(Log de la) distance		-0,04 (8,8)	-0,03 (4,7)	-0,03 (4,7)	-0,03 (4,7)	-0,02 (4,3)	
(Log du produit des) PIB réels par habitant		0,04 (15,0)	0,04 (13,6)	0,03 (13,1)	0,04 (11,8)	0,04 (12,8)	
(Log du produit des) PIB réels		0,00 (2,7)	0,00 (2,7)	0,00 (1,7)	0,00 (1,3)	0,00 (0,7)	
Accord commercial régional			0,14 (6,5)	0,15 (7,0)	0,15 (6,2)	0,16 (7,4)	
Langue commune			0,02 (1,8)	0,03 (3,2)	0,03 (3,2)	0,03 (3,2)	
Frontière terrestre			0,05 (1,6)	0,04 (1,4)	0,04 (1,4)	0,04 (1,2)	
Colonisateur commun				-0,08 (5,7)	-0,08 (5,5)	-0,07 (4,7)	
Même entité nationale				0,13 (1,3)	0,13 (1,3)	0,14 (1,4)	
Rapports coloniaux				-0,05 (1,8)	-0,05 (1,8)	-0,04 (1,3)	
Nombre de pays enclavés					0,00 (0,0)		
(Log du) territoire total					0,00 (0,1)		
(Log du) produit des territoires						0,00 (1,8)	
Nombre de pays insulaires						-0,02 (3,5)	
(Log du) commerce bilatéral							0,02 (13,4)
REQM	0,262	0,236	0,234	0,233	0,233	0,233	0,243

Nota : La variable dépendante est la corrélation bilatérale entre les PIB réels (de 1960 à 1996), dont nous avons retranché la composante tendancielle en faisant appel à la différence première des logarithmes naturels. L'équation a été estimée par la méthode des MCO, sauf dans le cas de la dernière colonne (où les neuf premières variables explicatives ont servi de variables instrumentales). Les valeurs absolues des statistiques *t* robustes figurent entre parenthèses. Les ordonnées à l'origine ne sont pas indiquées. L'échantillon compte 4 419 observations, sauf pour les régressions à deux variables, où il en compte 5 913. La variable dépendante est la corrélation entre les PIB réels de 1960 à 1996, dont nous avons éliminé la composante tendancielle en ayant recours aux taux de croissance.

coefficient  $\beta$  est positif, ce qui indique que les cycles sont plus synchronisés dans le cas des pays qui commercent davantage entre eux. La taille et la signification statistique du coefficient estimé dépend de la méthode employée pour éliminer la composante tendancielle.

Pour vérifier la sensibilité de l'analyse, nous soumettons également le modèle de base à six perturbations différentes. Les cinq premières (toutes estimées par les MCO) consistent simplement à ajouter des variables de contrôle (c.-à-d. des variables  $Z$  supplémentaires) au membre droit de l'équation. Nous avons choisi les cinq jeux de variables explicatives du Tableau 3, qui englobent celles employées par Clark et van Wincoop (1999). (Les autres ensembles de variables de contrôle, y compris les effets fixes relatifs aux pays, produisent des résultats semblables.) Les statistiques  $t$  robustes figurent entre parenthèses.

Les estimations du Tableau 6 indiquent que les cycles économiques des membres d'une même union monétaire sont plus étroitement synchronisés. L'estimation ponctuelle exacte dépend à la fois de la méthode utilisée pour éliminer la composante tendancielle et du jeu de variables explicatives auxiliaires retenu. Cependant, le coefficient est systématiquement positif et presque toujours statistiquement significatif aux seuils habituels. L'appartenance à une zone monétaire commune accroît la corrélation des cycles économiques à l'échelle internationale de peut-être 0,1, ce qui n'est pas négligeable sur le plan économique<sup>20</sup>.

Dans la colonne d'extrême droite du tableau, le logarithme naturel du commerce entre les pays  $i$  et  $j$  est utilisé comme variable de contrôle unique, suivant en cela Frankel et Rose (1998). Il s'agit d'un test important du modèle, puisque l'intégration du commerce comme variable explicative détruirait l'effet des frontières selon Clark et van Wincoop. Pour estimer le coefficient du commerce, nous utilisons les neuf premières variables de contrôle de l'équation gravitationnelle comme variables instrumentales<sup>21</sup>. Le commerce semble avoir un effet positif marqué sur la synchronisation des cycles économiques. Ce résultat va dans le sens de ceux présentés dans la littérature. À partir de données de l'OCDE, par exemple, Frankel et Rose

---

20. Pour vérifier la robustesse des résultats, nous avons remplacé la corrélation entre les populations actives par la corrélation entre les PIB. (De nombreux pays ne disposent tout simplement pas de données relatives à l'emploi, au chômage et à la production industrielle, même à une fréquence annuelle.) L'utilisation de cette variable dépendante résulte elle aussi en un effet systématiquement positif et statistiquement significatif de l'union monétaire sur la cohérence des cycles économiques.

21. Cette méthode s'avère nécessaire car, même si les échanges extérieurs peuvent entraîner la synchronisation des cycles économiques, il est tout aussi plausible que le lien de causalité aille en sens inverse, comme l'ont fait remarquer Frankel et Rose.

ont constaté que l'intensification du commerce international entraîne une synchronisation plus étroite des cycles économiques; notre résultat concorde avec le leur. Cependant, le fait de tenir compte de l'effet de la variable du commerce ne rend pas  $\beta$  moins significatif.

En résumé, les cycles économiques des pays qui font partie d'une même union monétaire sont généralement davantage synchronisés; la corrélation peut être supérieure de 0,1 en moyenne à celle que l'on observe pour les non-membres. Malgré sa signification statistique élevée et son importance économique, cet effet est modeste en termes absolus. Dans une étude très récente, Clark et van Wincoop comparent la cohérence des cycles économiques à l'intérieur d'un pays et d'un pays à l'autre à partir de données annuelles sur l'emploi et le PIB réel. Ils démontrent que la corrélation des cycles économiques est d'environ 0,7 pour les régions d'un même pays, mais de 0,2 à 0,4 pour des régions comparables de pays différents, c'est-à-dire que l'effet des frontières sur la synchronisation des cycles économiques se situerait entre 0,3 et 0,5. L'« effet frontalier » ne s'explique donc que très partiellement par l'appartenance à une zone monétaire commune.

## **5 Zones monétaires communes et partage des risques**

Dans la présente section, nous nous intéressons au partage international des risques. Il est bien connu que le degré apparent de partage international des risques est faible. Dans un texte classique, Feldstein et Horioka (1980) font état d'une forte corrélation entre les taux nationaux d'épargne et d'investissement, laquelle semble incompatible avec le partage international des risques. Par ailleurs, si les possibilités d'un tel partage étaient généralisées, le risque de consommation idiosyncrasique de chaque pays devrait être peu élevé. Ainsi que Backus, Kehoe et Kydland (1992) l'ont remarqué, la corrélation de la consommation entre les pays devrait être supérieure à celle de leur production lorsqu'il y a partage des risques. Or, les données démontrent le contraire. De plus, comme French et Poterba (1991) et d'autres l'ont souligné, les portefeuilles comportent une proportion très élevée d'actifs intérieurs. Il semble y avoir très peu de diversification internationale des portefeuilles.

Obstfeld et Rogoff (2001) soutiennent que la présence de coûts de transaction pourrait freiner le partage international des risques. Ils signalent en particulier que les coûts liés à l'échange de biens (plutôt que d'actifs) y font obstacle. Ils indiquent également que ces coûts pourraient être imputables à la nécessité d'effectuer des opérations de change pour acheter

et vendre des biens à l'échelle internationale. Il s'ensuivrait que les pays membres d'unions monétaires seraient davantage enclins à partager les risques.

Nous effectuons la régression transversale suivante :

$$corr_{ij} = \alpha + \beta UM_{ij} + \delta * Z_{ij} + \varepsilon_{ij},$$

où  $corr_{ij}$  représente la corrélation entre la différence première du logarithme de la consommation par habitant du pays  $i$  et celle du pays  $j$ . Le membre droit de la régression a la même forme générique que les régressions des deux sections précédentes. Ainsi,  $UM_{ij}$  est une variable muette égale à un lorsque les pays  $i$  et  $j$  font partie d'une union monétaire,  $Z_{ij}$  est un vecteur de variables de contrôle, et  $\varepsilon_{ij}$  est une erreur aléatoire. Les données de la présente section relatives à la consommation sont tirées des *Penn World Tables*, et elles sont corrigées afin d'assurer la parité des pouvoirs d'achat. Les données sont annuelles, et la période maximale de disponibilité des données va de 1960 à 1992<sup>22</sup>.

Les résultats des régressions figurent au Tableau 7. Si le partage des risques est plus marqué parmi les membres d'unions monétaires, le coefficient de la variable muette d'union monétaire devrait être positif. Par ailleurs, si les pays plus éloignés ont davantage de difficulté à partager les risques, le coefficient du logarithme de la distance devrait être négatif. Le tableau présente les résultats de six régressions. Toutes ces régressions comportent la variable muette d'union monétaire et le logarithme de la distance comme variables explicatives. La première régression (dont les résultats se trouvent dans la première colonne) repose sur une ordonnée à l'origine unique. La deuxième régression fait intervenir un jeu exhaustif d'effets fixes propres aux pays étudiés, de sorte que les variables muettes des pays  $i$  et  $j$  prennent toutes deux la valeur de un lorsque la variable dépendante est  $corr_{ij}$ . La troisième régression est identique à la première, sauf qu'elle est estimée par la méthode des moindres carrés pondérés (MCP)<sup>23</sup>. La deuxième série de trois régressions est semblable à la première à ceci près qu'elle inclut la corrélation entre les taux de croissance de la production (c.-à-d. la

---

22. Nous n'estimons la corrélation bilatérale que si nous disposons d'au moins 15 observations correspondantes par pays. La corrélation de la consommation Canada-États-Unis est de 0,67.

23. Une valeur proportionnellement plus grande est attribuée aux corrélations établies à partir de données qui portent sur une plus longue période. Supposons, par exemple, que l'on dispose de 32 années d'observations dans le cas d'une variable donnée et de 16 années dans le cas d'une autre. Dans la régression transversale, la corrélation calculée à l'aide des 32 années de données recevra une pondération deux fois plus élevée que celle fondée sur 16 années seulement.

**Tableau 7**  
**Partage des risques et unions monétaires — Corrélations de la consommation**

Variables de contrôle	Variables muettes de pays			Variables muettes de pays		
	MCO	MCP	MCO	MCO	MCP	MCO
Union monétaire	0,05 (0,9)	0,10 (1,8)	0,04 (4,13)	0,07 (1,2)	0,11 (1,9)	0,03 (3,9)
Log de la distance	-0,03 (6,3)	-0,04 (7,9)	-0,03 (39,9)	-0,02 (3,4)	-0,03 (5,9)	-0,02 (22,9)
Constante	0,29 (7,8)		0,31 (49,1)	0,15 (4,3)		0,39 (166,2)
Corrélation de la production				0,28 (19,4)	0,19 (12,3)	0,16 (26,3)

Nota : Les valeurs absolues des statistiques *t* robustes figurent entre parenthèses.

corrélation de la différence première du logarithme de la production du pays *i* et celle du pays *j*, soit l'analogue de la variable dépendante).

Les résultats sont peu probants. Le logarithme de la distance est toujours significatif et affecté du signe attendu. Quant à la variable muette d'union monétaire, elle a toujours le signe attendu, mais elle n'est pas significative dans la première spécification et n'a qu'une signification négligeable dans la deuxième; elle n'est hautement significative que dans la troisième. Dans chacune des trois estimations, l'adhésion à une union monétaire a peu d'incidence sur le plan économique. Elle n'accroît par exemple la corrélation de la consommation que de 0,04 avec la méthode des MCP, c'est-à-dire qu'elle la fait passer de 0,31 (l'ordonnée à l'origine dans la régression) à 0,35 lorsque l'effet de la distance entre deux pays n'est pas pris en compte (ce qui revient à supposer que le logarithme de la distance entre les deux pays est nul).

Si modestes qu'ils soient, ces résultats peuvent malgré tout donner une idée exagérée de l'importance des possibilités de partage des risques au sein des unions monétaires. Une forte corrélation de la consommation pour une paire de pays ne signifie pas nécessairement que les deux pays ont des possibilités supérieures de partage des risques. Elle peut uniquement vouloir dire que le risque idiosyncrasique est moins grand. En d'autres termes, la corrélation de la consommation entre deux pays peut s'expliquer simplement par la corrélation de leur production. Même en l'absence de possibilités de partage des risques, il peut par conséquent y avoir une forte corrélation de la consommation, que l'on ne doit pas interpréter comme un indice de partage considérable des risques à l'échelle internationale.



Cette mise en garde est d'autant plus pertinente que, dans la section précédente, nous avons constaté que les cycles économiques sont plus fortement corrélés dans les pays qui font partie d'unions monétaires. Il peut donc s'avérer très utile, pour vérifier la robustesse des résultats, de tenir compte du degré de corrélation de la production. C'est pourquoi la corrélation effective des PIB par habitant (dépouillés de leur composante tendancielle) a été incluse comme variable de contrôle dans les colonnes de droite du Tableau 7. En l'occurrence, le coefficient de la corrélation de la production est toujours statistiquement et économiquement significatif comme variable de contrôle, mais sa présence a peu d'effet sur l'estimation de  $\beta$ .

Nous avons obtenu peu de résultats statistiquement et économiquement significatifs indiquant que l'appartenance à une union monétaire favorise le partage international des risques. Voilà qui n'est pas vraiment étonnant, étant donné l'absence d'accords de transfert budgétaire internationaux d'envergure et l'étroitesse des marchés financiers privés de la plupart des membres d'unions monétaires.

## **Sommaire et conclusion**

Cette étude alimente la réflexion sur la dollarisation en quantifiant, à partir de données réelles, certaines des caractéristiques associées au partage d'une même monnaie. En nous fondant sur des données historiques, nous avons pu établir que le degré d'intégration supplémentaire lié à l'utilisation d'une monnaie commune est considérable, mais non illimité. Les membres d'unions monétaires internationales ont généralement des échanges commerciaux plus intenses, des taux de change moins volatils et des cycles économiques plus synchronisés que les pays ayant chacun leur monnaie.

Évidemment, comme les pays bien intégrés sont plus susceptibles d'adopter une monnaie commune, certains de ces « effets d'intégration » des unions monétaires peuvent se révéler trompeurs. En d'autres termes, il se peut que le lien de causalité aille de l'intégration à l'union monétaire plutôt que l'inverse.

Même si les pays qui font partie d'unions monétaires internationales sont davantage intégrés que ceux qui ont leur monnaie nationale, ils sont loin de l'être autant que les régions d'un même pays.

## **Annexe 1**

### **Unions monétaires faisant partie de l'ensemble de données macroéconomiques**

#### **Zone franc CFA**

Bénin  
Burkina Faso\*  
Cameroun  
Comores  
Congo (République du)  
Côte d'Ivoire  
Gabon  
Guinée-Bissau  
Guinée équatoriale  
Mali  
Niger  
République centrafricaine  
Sénégal  
Tchad  
Togo

#### **États-Unis**

Bahamas  
Bermudes  
Guam  
Îles Mariannes du Nord  
Îles Marshall  
Îles Vierges (États-Unis)  
Libéria  
Micronésie (États fédérés de)  
Palaos  
Panama  
Puerto Rico  
Samoa américaines

#### **France**

Guadeloupe  
Guyane française  
Martinique  
Mayotte  
Monaco  
Nouvelle-Calédonie  
Réunion

**Zone monétaire des Caraïbes orientales**

Antigua-et-Barbuda  
Dominique  
Grenade  
Sainte-Lucie\*  
Saint-Kitts-et-Nevis  
Saint-Vincent-et-les-Grenadines

**Afrique du Sud**

Lesotho  
Namibie  
Swaziland

**Royaume-Uni**

Îles Anglo-Normandes  
Île de Man  
Irlande

**Australie**

Kiribati  
Tonga

**Afrique de l'Est**

Kenya\*  
Ouganda  
Tanzanie

**France\* et Espagne**

Andorre

**Inde**

Bhoutan

**Singapour**

Brunei

**Danemark**

Groenland  
Îles Féroé

**Suisse**

Liechtenstein

**Belgique**

Luxembourg

**Israël**

Cisjordanie et Gaza

\* La présence d'un astérisque désigne le pays dont la devise sert de monnaie commune au sein d'une union monétaire multilatérale.

## **Annexe 2**

### **Pays, territoires, colonies et autres entités comprises dans l'ensemble de données macroéconomiques**

Afghanistan, Afrique du Sud, Albanie, Algérie, Allemagne, Andorre, Angola, Antigua-et-Barbuda, Antilles néerlandaises, Arabie saoudite, Argentine, Arménie, Aruba, Australie, Autriche, Azerbaïdjan, Bahamas, Bahreïn, Bangladesh, Barbade, Bélarus, Belgique, Belize, Bénin, Bermudes, Bhoutan, Bolivie, Bosnie-Herzégovine, Botswana, Brésil, Brunei, Bulgarie, Burkina Faso, Burundi, Cambodge, Cameroun, Canada, Cap-Vert, Chili, Chine, Chypre, Cisjordanie et Gaza, Colombie, Comores, Congo (République démocratique du), Congo (République du), Corée (République de), Corée (République populaire démocratique de), Costa Rica, Côte d'Ivoire, Croatie, Cuba, Danemark, Djibouti, Dominique, Égypte (République arabe d'), Émirats arabes unis, Équateur, Érythrée, Espagne, Estonie, États-Unis, Éthiopie, Fédération de Russie, Fidji, Finlande, France, Gabon, Gambie, Géorgie, Ghana, Grèce, Grenade, Groenland, Guadeloupe, Guam, Guatemala, Guinée, Guinée-Bissau, Guinée équatoriale, Guyana, Guyane française, Haïti, Honduras, Hong Kong (Chine), Hongrie, Île de Man, Îles Anglo-Normandes, Îles Caïmans, Îles Féroé, Îles Mariannes du Nord, Îles Marshall, Îles Salomon, Îles Vierges (États-Unis), Inde, Indonésie, Iran (République islamique d'), Iraq, Irlande, Islande, Israël, Italie, Jamaïque, Japon, Jordanie, Kazakhstan, Kenya, Kirghizistan, Kiribati, Koweït, Lesotho, Lettonie, Liban, Libéria, Libye, Liechtenstein, Lituanie, Luxembourg, Macao, Macédoine (République fédérative de Yougoslavie), Madagascar, Malaisie, Malawi, Maldives, Mali, Malte, Maroc, Martinique, Maurice, Mauritanie, Mayotte, Mexique, Micronésie (États fédérés de), Moldova, Monaco, Mongolie, Mozambique, Myanmar, Namibie, Népal, Nicaragua, Niger, Nigéria, Norvège, Nouvelle-Calédonie, Nouvelle-Zélande, Oman, Ouganda, Ouzbékistan, Pakistan, Palaos, Panama, Papouasie–Nouvelle-Guinée, Paraguay, Pays-Bas, Pérou, Philippines, Pologne, Polynésie française, Portugal, Puerto Rico, Qatar, République arabe syrienne, République centrafricaine, République démocratique populaire du Laos, République dominicaine, République slovaque, République tchèque, Réunion, Roumanie, Royaume-Uni, Rwanda, Sainte-Lucie, Saint-Kitts-et-Nevis, Saint-Vincent-et-les-Grenadines, Salvador, Samoa, Samoa américaines, Sao Tomé-et-Principe, Sénégal, Serbie-Monténégro (auparavant la Yougoslavie), Seychelles, Sierra Leone, Singapour, Slovénie, Somalie, Soudan, Sri Lanka, Suède, Suisse, Suriname, Swaziland, Tadjikistan, Tanzanie, Tchad, Thaïlande, Togo, Tonga, Trinité-

et-Tobago, Tunisie, Turkménistan, Turquie, Ukraine, Uruguay, Vanuatu, Venezuela, Vietnam, Yémen (République du), Zambie et Zimbabwe.

Source : *Indicateurs du développement dans le monde*, Banque mondiale, 1998

### **Annexe 3**

#### **Liste de pays**

Afghanistan, Afrique du Sud, Albanie, Algérie, Allemagne de l'Ouest, Angola, Antilles néerlandaises, Arabie saoudite, Argentine, Australie, Autriche, Bahamas, Bahreïn, Bangladesh, Barbade, Belize, Bénin, Bermudes, Bhoutan, Bolivie, Brésil, Brunei, Bulgarie, Burkina Faso, Burundi, Cambodge, Cameroun, Canada, Chili, Chine, Chypre, Colombie, Comores, Congo (République du), Corée (République de), Corée (République populaire démocratique de), Costa Rica, Côte d'Ivoire, Cuba, Danemark, Djibouti, Égypte, Émirats arabes unis, Équateur, Espagne, États-Unis, Éthiopie, Fidji, Finlande, France, Gabon, Gambie, Ghana, Grèce, Grenade, Groenland, Guadeloupe, Guatemala, Guinée, Guinée-Bissau, Guinée équatoriale, Guyana, Guyane française, Haïti, Honduras, Hong Kong, Hongrie, Îles Cayman, Îles Féroé, Îles Salomon, Inde, Indonésie, Iran, Iraq, Irlande, Islande, Israël, Italie, Jamaïque, Japon, Jordanie, Kenya, Kiribati, Koweït, Laos, Liban, Libéria, Libye, Madagascar, Malaisie, Malawi, Maldives, Mali, Malte, Maroc, Martinique, Maurice, Mauritanie, Mexique, Mongolie, Mozambique, Myanmar (Birmanie), Népal, Nicaragua, Niger, Nigéria, Norvège, Nouvelle-Calédonie, Nouvelle-Zélande, Oman, Ouganda, Pakistan, Panama, Papouasie–Nouvelle-Guinée, Paraguay, Pays-Bas, Pérou, Philippines, Pologne, Portugal, Qatar, République centrafricaine, République dominicaine, Réunion, Roumanie, Royaume-Uni, Rwanda, Sainte-Lucie, Saint-Kitts-et-Nevis, Saint-Vincent-et-les-Grenadines, Salvador, Samoa occidentale, Sénégal, Seychelles, Sierra Leone, Singapour, Somalie, Soudan, Sri Lanka, Suède, Suisse, Suriname, Syrie, Taïwan, Tanzanie, Tchad, Thaïlande, Togo, Tonga, Trinité-et-Tobago, Tunisie, Turquie, Uruguay, Venezuela, Vietnam, Yémen du Nord, Yougoslavie, Zaïre, Zambie et Zimbabwe.

Source : Base de données sur le commerce mondial

## Bibliographie

- Alesina, A., et R. J. Barro (2000). « Currency Unions », document de travail n° 7927, National Bureau of Economic Research.
- Anderson, J., et E. van Wincoop (2001). « Gravity with Gravitas: A Solution to the Border Puzzle », document de travail n° 8079, National Bureau of Economic Research.
- Bacchetta, P., A. K. Rose et E. van Wincoop, organisateurs du colloque (2001). Colloque *Lessons of Intranational Economics for International Economics*. Internet : < <http://www.haas.berkeley.edu/~arose/INC.htm> >. Certaines études paraîtront dans le *Journal of International Economics*.
- Backus, D. K., P. J. Kehoe et F. E. Kydland (1992). « International Real Business Cycles », *Journal of Political Economy*, vol. 100, n° 4, p. 745-775.
- Clark, T. E., et E. van Wincoop (1999). « Borders and Business Cycles », Staff Report n° 91, Federal Reserve Bank of New York.
- Engel, C., M. K. Hendrickson et J. H. Rogers (1997). « Intranational, Intracontinental, and Intraplanetary PPP », *Journal of the Japanese and International Economies*, vol. 11, n° 4, p. 480-501.
- Engel, C., et J. H. Rogers (1996). « How Wide Is the Border? », *American Economic Review*, vol. 86, n° 5, p. 1112-1125.
- Feenstra, R. C., R. E. Lipsey et H. P. Bowen (1997). « World Trade Flows, 1970–1992, with Production and Tariff Data », document de travail n° 5910, National Bureau of Economic Research.
- Feldstein, M., et C. Horioka (1980). « Domestic Savings and International Capital Flows », *Economic Journal*, vol. 90, n° 358, p. 314-329.
- Frankel, J. A., et A. K. Rose (1998). « The Endogeneity of the Optimum Currency Area Criteria », *Economic Journal*, vol. 108, n° 449, p. 1009-1025.
- French, K. R., et J. M. Poterba (1991). « Investor Diversification and International Equity Markets », *American Economic Review*, vol. 81, n° 2, p. 222-226.
- Helliwell, J. F. (1998). *How Much Do National Borders Matter?* Washington, Brookings Institution Press.
- Hess, G., et E. van Wincoop (2000). *Intranational Macroeconomics*, Cambridge (Angleterre), Cambridge University Press.
- Imbs, J., et R. Wacziarg (2000). « Stages of Diversification », Discussion paper n° 2642, Centre for Economic Policy Research.



- Kenen, P. B. (1969). « The Theory of Optimum Currency Areas: An Eclectic View ». In : *Monetary Problems of the International Economy*, actes d'un colloque tenu par l'Université de Chicago, sous la direction de R. A. Mundell et A. K. Swoboda, Chicago, The University of Chicago Press, p. 41-60.
- McCallum, J. (1995). « National Borders Matter: Canada-U.S. Regional Trade Patterns », *American Economic Review*, vol. 85, n° 3, p. 615-623.
- McKinnon, R. I. (1963). « Optimum Currency Areas », *American Economic Research*, vol. 53, n° 4, p. 717-725.
- Mundell, R. A. (1961). « A Theory of Optimum Currency Areas », *American Economic Review*, vol. 51, n° 4, p. 657-665.
- Obstfeld, M., et K. Rogoff (2001). « The Six Major Puzzles in International Macroeconomics: Is There a Common Cause? », *NBER Macroeconomics Annual 2000*, Cambridge (Massachusetts), MIT Press.
- Parsley, D. C., et S.-J. Wei (1996). « Convergence to the Law of One Price without Trade Barriers or Currency Fluctuations », *Quarterly Journal of Economics*, vol. 111, n° 4, p. 1211-1236.
- Rogers, J. H., et M. Jenkins (1995). « Haircuts or Hysteresis? Sources of Movements in Real Exchange Rates », *Journal of International Economics*, vol. 38, n°s 3 et 4, p. 339-360.
- Rogoff, K. (1996). « The Purchasing Power Parity Puzzle », *Journal of Economic Literature*, vol. 34, n° 2, p. 647-668.
- Rose, A. K. (2000). « One Money, One Market: The Effect of Common Currencies on Trade », *Economic Policy*, vol. 30, p. 7-33.
- Rose, A. K., et C. Engel (2000). « Currency Unions and International Integration », document de travail n° 7872, National Bureau of Economic Research.

# Commentaires

---

*Graydon Paulin*

## Aperçu

L'étude d'Andrew Rose traite de l'incidence des unions monétaires sur le comportement et la tenue de l'économie des pays membres. L'approche empirique de Rose se fonde principalement sur les résultats d'un modèle gravitationnel du commerce international. Pour réunir un échantillon suffisamment vaste de pays membres d'unions monétaires, l'auteur utilise des ensembles de données qui englobent un large éventail de zones économiques. Il est rare que l'analyse macroéconomique s'intéresse à des entités telles que la Micronésie, Kiribati, les îles Anglo-Normandes, Monaco et le Groenland, qui font pourtant tous partie d'unions monétaires. Or, j'estime que ces ensembles de données constituent une source précieuse de renseignements qui n'est que trop souvent négligée; il faut donc saluer les efforts de l'auteur pour mettre cette information à profit. On doit évidemment s'interroger sur l'applicabilité de résultats qui portent sur des entités économiques relativement restreintes à des entités beaucoup plus vastes, comme le Canada, les pays d'Europe et les autres grands pays industrialisés. Il se peut donc que les résultats n'obéissent pas à une relation linéaire. Je reviendrai sur ce point.

## Les unions monétaires et les échanges extérieurs

Le résultat le plus étonnant, et peut-être le plus intéressant, a trait aux répercussions des unions monétaires sur le commerce bilatéral des pays membres. D'après le modèle estimé initialement par l'auteur, l'adhésion à une même union monétaire multiplie par plus de huit les échanges commerciaux entre les pays membres. Voilà qui laisse entendre qu'à l'inverse, l'absence d'une monnaie commune entrave considérablement le

commerce. En partant de l'hypothèse que l'intensification du commerce accroît le bien-être économique, il semble donc que l'appartenance à une union monétaire recèle des avantages potentiels élevés.

Dans ses efforts résolus pour vérifier la robustesse de ce résultat, Rose ajoute un certain nombre de variables explicatives auxiliaires, telles que la présence d'accords commerciaux régionaux et les similitudes culturelles (p. ex. langue commune). Bien que l'inclusion de ces variables réduise l'ampleur de l'incidence des unions monétaires sur le niveau des échanges extérieurs, ramenant celle-ci à environ 3 1/2 dans une équation, l'effet n'en reste pas moins important et statistiquement très significatif.

Une question demeure toutefois : pourquoi l'adhésion à une union monétaire a-t-elle un effet multiplicateur aussi considérable sur les échanges (davantage, même, qu'un accord commercial régional, selon les résultats de l'auteur)? La réponse classique veut que, lorsque des pays ont des monnaies différentes, la volatilité des taux de change crée une incertitude susceptible d'abaisser le niveau d'équilibre des échanges. En règle générale, cependant, les travaux réalisés sur le sujet ne font pas état d'une forte incidence de cette variable. Par exemple, une étude menée par Agathe Côté, économiste à la Banque du Canada, conclut à un très faible effet de la volatilité des taux de change sur le commerce (Côté, 1994). Dans une étude précédente, Rose (1999) faisait intervenir une mesure de la volatilité des taux de change nominaux comme variable explicative supplémentaire. L'auteur y concluait que la volatilité des taux de change avait des retombées négatives sur les échanges (encore qu'il faille se méfier d'un éventuel biais de simultanéité), mais que la présence d'une union monétaire conservait une incidence positive forte et *distincte*<sup>1</sup>.

Il convient donc de s'interroger sur la nature exacte des facteurs en jeu. Peut-être l'appartenance à une union monétaire donne-t-elle lieu effectivement à un phénomène semblable à l'effet du « réflexe cocardier » (*home-market bias*) qui a été démontré relativement aux échanges intrarégionaux. Même si cet effet demeure robuste après l'ajout de diverses variables explicatives, son importance apparente reste étonnamment élevée en termes absolus. Il se pourrait donc que la variable d'union monétaire saisisse un autre aspect des relations commerciales entre les pays.

Le premier problème potentiel réside dans le rapport de causalité. L'auteur indique clairement qu'il n'a pas cherché à établir le rapport de causalité entre les unions monétaires et les échanges extérieurs, son analyse étant

---

1. Dans un exemple, Rose montre que l'adhésion à une union monétaire pourrait avoir un effet positif sur le commerce dix fois plus élevé environ que celui de la réduction à zéro de la volatilité des taux de change.

fondée sur une forme réduite. Or, si les pays ayant une propension supérieure à la moyenne à commercer entre eux sont davantage susceptibles de former une union monétaire, on a peut-être tort d'interpréter les résultats comme l'indication d'un effet positif des unions monétaires sur les échanges.

La deuxième difficulté tient à la précision et à l'interprétation des données sur les échanges extérieurs. Abstraction faite de l'inévitable problème du manque d'exhaustivité ou de précision des données, les chiffres des échanges extérieurs dans les petites entités économiques qui sont étudiées sont susceptibles de comporter plusieurs biais. Il s'agit là d'un point important, car de nombreux pays inclus dans l'échantillon de pays membres d'unions monétaires présentent un degré relativement élevé de perméabilité aux échanges. Cette ouverture sur l'extérieur est partiellement attribuable à leur taille restreinte, qui les rend dépendants du commerce pour assurer leur approvisionnement en divers biens. Dans bon nombre des pays de l'échantillon, cependant, les exportations représentent à elles seules au delà de 50 % du PIB.

Certains pays membres d'unions monétaires ont d'intenses activités de transbordement, ce qui peut gonfler énormément le volume de leurs échanges extérieurs. Par ailleurs, si la réexportation se pratique dans tous les pays, elle peut constituer une part relativement élevée des échanges extérieurs dans les petites entités économiques. Il est vrai que la principale base de données utilisée dans l'analyse (la Base de données sur le commerce mondial) est corrigée afin d'en exclure le commerce de transit, mais il s'agit au mieux d'un redressement partiel. Il se peut donc que les exportations de biens fabriqués au pays soient surévaluées dans le cas des pays de petite taille.

Le fait que certaines de ces économies insulaires (qui font partie d'unions monétaires) aient de vastes raffineries de pétrole sur leur territoire peut influencer très fortement sur leur PIB et leurs exportations. D'autres pays reçoivent une aide financière considérable de pays centres (ou d'autres sources). Certains appartiennent à des unions douanières avec des pays centres ou d'autres pays membres d'unions monétaires. À cet égard, le cadre juridique et réglementaire du commerce varie énormément entre les différents groupes de l'échantillon. Pour réellement saisir les effets des ententes commerciales régionales sur le profil des exportations, il est nécessaire de mieux différencier les types d'entente (au lieu d'utiliser une variable muette, comme le fait Rose).

**Tableau 1**  
**Pourcentages des exportations**

	1995	1998
		<b>Canada</b>
Exportations/PIB	38	42
Part des exportations vers les États-Unis	80	86
		<b>UE-15</b>
Exportations/PIB	30	32
Part des exportations vers d'autres pays de l'UE-15	62	63

Nota : L'année 1995 est la dernière de la période d'estimation retenue par l'auteur. L'année 1998 est ajoutée aux fins de comparaison; elle précède l'année de création de l'Union monétaire.

Sources : *Direction of Trade Statistics Yearbook*, 2000, FMI, et *Comptes nationaux des pays de l'OCDE*, OCDE, volume II, 1988-1998.

## **Application des résultats à d'autres pays**

Les zones économiques incluses dans l'échantillon de pays membres d'unions monétaires sont de petite taille, l'effectif moyen de leur population et leur PIB réel moyen par habitant représentant environ le cinquième de ceux de l'échantillon complet. Leur taille est bien inférieure à celle des grands pays industrialisés, et la plupart possèdent des structures économiques très différentes de celles des pays plus vastes. Leurs structures financières, par exemple, ont tendance à être beaucoup moins complexes.

Les pays de l'échantillon qui ne font pas partie d'unions monétaires présentent également des différences marquées. Mais notre intérêt porte surtout sur les grandes économies industrialisées, telles que le Canada et les principaux pays d'Europe. En adhérant à une union monétaire, ces pays sont-ils susceptibles de réaliser des gains, au chapitre de leurs échanges, qui soient de l'ampleur sous-entendue par l'étude? Il est probable que non. Déjà, ces pays destinent une grande part de leur production intérieure à l'exportation, dont une proportion élevée est dirigée vers des pays partenaires éventuels (ou effectifs, dans le cas de l'Union économique et monétaire européenne) (voir le Tableau 1).

Les pays industrialisés se caractérisent aussi par la profondeur de leurs marchés financiers et leur degré poussé d'intégration financière, deux facteurs qui, en soi, sont censés faciliter le commerce. L'auteur aurait donc pu gagner à inclure dans son analyse une mesure du rôle de la profondeur et de l'intégration financières.

## **Autres résultats**

Rose tire des données plusieurs résultats intéressants. Les pays membres de zones monétaires communes ont tendance à être davantage spécialisés (c.-à-d. que leurs exportations affichent un indice Herfindahl supérieur). Malgré leur spécialisation plus marquée, qui peut théoriquement accroître l'incidence des chocs asymétriques, les pays adhérant à une union monétaire semblent avoir des cycles économiques plus étroitement synchronisés. (L'effet est toutefois peu considérable, la présence d'un accord commercial régional ayant plus de poids à cet égard.) Comme il a été indiqué précédemment, ces résultats soulèvent toutefois des interrogations quant au rapport de causalité : les unions monétaires sont-elles la cause ou l'effet de la corrélation plus étroite des cycles économiques?

Par ailleurs, y a-t-il plus de partage des risques entre les pays membres d'une union monétaire? Contrairement à ce qui ressort des résultats relatifs aux échanges commerciaux, le coefficient de la variable d'union monétaire dans les régressions sur le partage des risques est généralement faible et statistiquement non significatif. L'union monétaire réduit donc l'effet du « réflexe cocardier » en ce qui concerne le commerce, mais non le partage des risques. La cause de cette situation n'est pas claire.

## **Perspectives d'avenir**

Les études empiriques sur les effets des unions monétaires se trouvent limitées par la rareté des « nouvelles » unions monétaires et par la concentration des unions actuelles dans de petites entités économiques. Il existe cependant au moins deux exemples récents et plus pertinents d'unions monétaires : l'Allemagne, depuis le début des années 1990, et l'Union monétaire européenne, depuis 1999. Comme l'Allemagne constitue également une union politique, son cas présente moins d'intérêt pour notre recherche. On s'attend donc à ce que les travaux des chercheurs se concentrent dans l'avenir sur l'Union monétaire européenne, d'envergure plus vaste.

L'Union monétaire européenne offre un très riche potentiel de recherche, qui sera réalisé une fois que le temps aura permis de rassembler une masse suffisante de données. Malheureusement, l'Union monétaire européenne, tout comme l'Allemagne, ne représente pas un exemple pur d'union monétaire, car ses pays membres s'orientent vers l'élaboration d'un cadre commun en matière de politique économique et la réduction de leurs différences de réglementation. Malgré la difficulté du travail, les chercheurs n'en tenteront pas moins d'isoler les effets de l'union monétaire.

## **Bibliographie**

- Côté, A. (1994). « Exchange Rate Volatility and Trade: A Survey », document de travail n° 94-5, Banque du Canada.
- Rose, A. K. (1999). « One Money, One Market: Estimating the Effect of Common Currencies on Trade », document de travail n° 7432, National Bureau of Economic Research.

## Discussion générale

---

John Crow entame la discussion en faisant part de son étonnement devant le caractère peu probant des résultats concernant l'intégration des prix entre les pays; il se demande si Andrew Rose partage son sentiment. Rose répond qu'il a été surpris lui aussi — et déçu — que les résultats soient si peu concluants. Il ajoute que l'on s'attendrait à ce que les pays membres d'une union monétaire présentent un degré plus poussé d'intégration des prix et des marchés des biens étant donné qu'ils commercent davantage entre eux.

Crow poursuit en demandant à Daniel Racette si le fardeau de la preuve, en matière d'adoption d'une monnaie commune ou de dollarisation, ne devrait pas incomber aux partisans du changement plutôt qu'aux tenants du statu quo. Racette croit fermement que oui. Il se dit cependant perplexe devant la disparité des chiffres avancés — l'étude de Macklem et coll. fait état d'un écart de consommation d'environ 0,15 % en faveur des régimes de changes flottants — par rapport à ceux de Rose pour les unions monétaires. Malgré les chiffres impressionnants de ce dernier, Racette affirme demeurer un ardent défenseur du flottement des monnaies.

Charles Freedman demande si les unions monétaires entraînent une augmentation des échanges ou la simple substitution de partenaires commerciaux. Il désire également savoir si l'absence de convergence des taux de change réels signifie que leurs distorsions ne sont pas moins importantes à l'intérieur qu'à l'extérieur des unions monétaires. Rose répond par l'affirmative à la deuxième question. Pour ce qui est de la première, il soutient que le fait que les échanges s'effectuent avec des partenaires différents ne nuirait pas nécessairement au bien-être, puisque les unions monétaires ont pour effet de lever des obstacles au commerce. Dans l'étude qu'il a réalisée avec Frankel, Rose a cependant constaté que les pays ayant la même monnaie ont tendance à commercer davantage non seulement entre eux, mais également avec les autres pays.



En réponse à une question de Robert Leeson sur l'applicabilité des résultats de Rose à de plus grands pays, ce dernier fait remarquer que l'étude qu'il a effectuée avec Frankel démontre que les unions monétaires profitent surtout aux petits pays. Paul Masson indique que la plupart des exemples cités portent sur des pays pauvres et de petite taille gravitant autour d'un pays centre plus riche et plus vaste. Rose souligne que la zone franc CFA de l'Afrique de l'Ouest et la zone monétaire des Caraïbes orientales n'ont pas de lien officiel avec le franc français et le dollar américain, respectivement; il s'agit plutôt d'unions monétaires multilatérales. Or, les résultats qui se rapportent aux pays membres d'une union monétaire multilatérale ne diffèrent pas de ceux relatifs à des pays qui ont adopté unilatéralement la monnaie de leur principal partenaire commercial. Dan Ciuriak, pour sa part, s'interroge à propos des effets des unions monétaires sur la croissance. Rose et Frankel estiment que l'ouverture sur l'extérieur est un facteur de croissance et que la multiplication des échanges par deux ou par trois peut avoir des répercussions importantes sur la production. Ils évaluent que, si le Canada adoptait le dollar américain, son PIB gagnerait 20 % en longue période.

Préoccupé par l'inversion possible du rapport de causalité, Chris Ragan se demande si l'incidence des unions monétaires sur le commerce pourrait venir du fait que les décisions politiques d'adhérer à une union monétaire ont une motivation économique. Rose croit que la question présente un intérêt sur le plan théorique, mais aucun sur le plan empirique. Les politologues, en effet, n'ont constaté aucune influence des variables économiques dans les décisions de se joindre à une union monétaire.

Lawrence Schembri se demande si l'adhésion à une union monétaire pourrait également entraîner l'adoption d'autres politiques susceptibles de faciliter le commerce, comme la mise sur pied d'une infrastructure de transport. Rose répond qu'à sa connaissance, rien ne permet de corroborer une telle hypothèse. Schembri s'interroge aussi sur la possibilité que le volume élevé des échanges au sein d'une union monétaire tienne à l'exploitation de l'avantage comparatif plutôt qu'à l'utilisation d'une monnaie commune. Rose fait observer qu'il a tenu compte de l'effet de l'avantage comparatif en supprimant les paires de pays dont les PIB par habitant sont de taille très inégale afin d'éviter que les résultats ne soient trop influencés par celles-ci. Michael Bordo mentionne qu'une étude de Flandreau montre que les pays membres de l'ancien Empire austro-hongrois, qui étaient de taille relativement grande, commerçaient beaucoup entre eux.

