



LES CAISSES D'ÉMISSION MODERNES SONT-ELLES ORTHODOXES ?

ROMAIN VEYRUNE *

Hanke et Schuller (2000, 1992) thuriféraires bien connus des caisses d'émission sont sceptiques à propos de la conformité de la nouvelle génération de caisses d'émission apparues dans les années 1990 (CEM), avec les archétypes historiques, les caisses d'émission dites orthodoxes (CEO). Depuis l'échec de la CEM argentine, un débat violent est apparu entre économistes. D'un côté, les opposants aux CEM mettent en lumière les dangers d'une politique de change et d'une politique monétaire trop rigide. D'un autre côté, les partisans du régime arguent que les CEM s'éloignent à tel point des canons orthodoxes que les bénéfiques historiques et théoriques du régime ne peuvent plus être attendus. Ils répondent que ce n'est pas un excès de rigidité, mais au contraire une trop grande souplesse qui est à l'origine de l'échec de certaines CEM.

La plus grande faiblesse de ce type d'argumentation est le défaut de critères facilement vérifiables qui permettent de distinguer entre engagement véritable et engagement artificiel. Les actes législatifs établissant la CEM ne donnent pas de convictions définitives sur la manière de se comporter des autorités monétaires. De plus, les critères proposés ne sont généralement pas quantifiables et reposent souvent sur des démonstrations subjectives. L'objectif de cet article est d'isoler une régularité fondamentale caractérisant le régime et différente de la fixité du change. À notre avis, il s'agit de la réglementation des contreparties de la base monétaire, c'est-à-dire l'interdiction des avoirs locaux comme contreparties de la base monétaire. Cette règle doit être vérifiable par une procédure économétrique de manière à pouvoir évaluer la conformité du comportement des CEM avec la référence orthodoxe.

* CERDI, Université d'Auvergne, 65, bd F. Mitterrand 63000 Clermont-Ferrand - France.



L'article s'organise comme suit : la première partie met en évidence la règle fondamentale des caisses d'émission orthodoxes ; dans un second temps, nous évaluons la conformité respective de chaque CEM avec son contrefactuel orthodoxe par le biais d'un test économétrique.

L'ORTHODOXIE DES CAISSES D'ÉMISSION

Pour lutter contre l'inflation, deux méthodes sont souvent avancées : disposer d'une banque centrale ou adopter une règle. Un nombre important d'études économétriques a été consacré à l'évaluation de l'indépendance ou du conservatisme des « banquiers centraux ». Comme le note Willett (1998), peu d'études se sont penchées sur la fermeté des règles adoptées par certains régimes de change.

La règle orthodoxe

Les caisses d'émission sont connues pour la prédétermination constitutionnelle de leur change. Ainsi, le taux de change est fixé « pour toujours » et se trouve hors de portée du gouvernement. Au-delà de la fixation du change, l'orthodoxie des caisses d'émission est définie comme l'absence des caractéristiques traditionnelles des banques centrales. Le bilan des autorités monétaires doit être vierge de tous avoirs locaux. L'absence d'avoirs locaux suppose une absence complète de neutralisation. Une des manières d'interdire la présence d'avoirs locaux est d'imposer une couverture stricte à 100 % des engagements monétaires de l'institut d'émission par des avoirs extérieurs. Historiquement, les CEO sous administration britannique furent contraintes à des règles strictes de couverture (Greaves, 1953). Un excédent de 10-15 % était autorisé pour compenser la perte de valeur possible de certains avoirs extérieurs. Le *Colonial Office* et le Trésor britannique étaient en charge de faire respecter cette réglementation, ce qui leur était facile étant donné le contrôle direct dont ils disposaient sur ces institutions et sur leurs personnels. Les autres caractéristiques de ces caisses d'émission orthodoxes découlent de la règle précédente ; le gouvernement ne peut pas bénéficier de financement monétaire et le secteur bancaire est soumis à une contrainte budgétaire dure du fait de l'absence de prêteur en dernier ressort. Théoriquement, le *modus operandis* des caisses d'émission, proche des standards métalliques, repose sur les modèles d'ajustement monétaire de la balance des paiements.

De manière purement comptable, le bilan d'une caisse d'émission moderne peut donc s'écrire ainsi :

Tableau n° 1
Bilan simplifié des caisses d'émission modernes (le cas bulgare)

	Engagements	Contreparties
Département d'émission (caisse d'émission orthodoxe et caisse d'émission moderne)	Monnaie fiduciaire (40 %) Cc gouvernement (32 %). Cc banques (5 %) Cc du département bancaire (13 %)	Réserves de change (25 %) Avoirs extérieurs d'investissement (75 %)
Total du bilan	9 841 357 leva	9 841 357 leva
Département bancaire (caisse d'émission moderne)	Emprunt IMF et autres (68 %)	Dépôts au département d'émission : Réserves excédentaires (27 %) Avoirs local bénéficiant d'un statut dérogatoire (<i>cf. Argentine</i>) :s/gouvernement (38 %) :s/IMF (30 %)
Total du bilan	4 813 295 leva	4 813 295 leva

Les chiffres entre parenthèses sont les parts de chaque poste dans le total du bilan de chacun des départements.

Les données sont extraites du *Monthly Bulletin* de la Banque nationale de Bulgarie, janvier 2004.

Les caisses d'émission orthodoxes se limitaient aux deux premiers postes du département d'émission. Un seul engagement apparaît, les billets et les pièces ainsi qu'une seule contrepartie, les réserves de change, *i.e.* les avoirs extérieurs liquides. Avec ce bilan restreint, la neutralisation des flux externes est supposée nulle ; ainsi la base monétaire varie proportionnellement aux réserves. Les caisses d'émission de type orthodoxe sont fondées sur ce principe de non neutralisation. En conséquence, les variations de la base monétaire sont influencées directement par le solde de la balance des paiements qui est lui-même une fonction de l'appréciation réelle du taux de change. L'objectif du régime est de corriger les situations dans lesquelles l'appréciation du change réel dévie de son niveau d'équilibre de manière à maintenir un solde extérieur équilibré. La dynamique du processus d'ajustement est dépendante de la vitesse de circulation et la part de la position extérieure de l'économie dans les mains du public. Swoboda (1976) ajoutait à ces facteurs la répartition entre biens échangeables et biens non-échangeables, l'influence du revenu réel... L'ensemble de ces facteurs va jouer sur la dynamique du processus d'ajustement et ils sont susceptibles d'avoir un impact variable dans le temps et selon les cas particuliers. La finalité du mécanisme du flux des espèces (Berdell, 1995 ; Fausten 1979) est cependant inéluctable ; aussi longtemps que le drain des réserves de change se poursuit, la base monétaire continue à baisser jusqu'à ce qu'un niveau d'équilibre stable soit atteint. En conséquence, nous faisons



l'hypothèse que les dynamiques de rappel vers l'équilibre de long terme peuvent être différentes, mais qu'elles doivent être significatives.

Les caisses d'émission modernes jouent le rôle de chambre de compensation et d'agent fiscal de l'État ce qui les pousse à disposer au passif de comptes courants au nom de ces institutions, inclus dans la base monétaire et couverts en devises. Ces dépôts ne peuvent pas être débiteurs, sauf situations exceptionnelles prédéterminées par la loi. Les gouvernements, *via* la variation du crédit de leur compte courant, peuvent influencer la liquidité disponible localement. À l'actif, les CEM consacrent une part plus importante de leurs réserves de change au placement ; l'avoir est moins liquide, mais rapporte plus de revenus d'intérêt, *i.e.* de seigneurage.

Les CEM disposent d'un département bancaire dont la fonction est d'exercer les prérogatives traditionnelles des banques centrales *i.e.* fournir des créances à l'État et au secteur privé. Les ressources de ce département sont fournies par le département d'émission grâce à ses excédents en devises, les réserves excédentaires, ou par l'emprunt vis-à-vis d'organismes financiers internationaux tel le FMI. L'utilisation de ces ressources est à la discrétion du département bancaire.

Ces innovations donnent à l'État une capacité plus grande d'intervention. Constituent-elles pour autant un abandon de la règle d'émission des caisses ?

74

Les reniements du principe

La plupart du temps, les rappels de l'orthodoxie étaient motivés par le désir de montrer à quel point les caisses d'émission actuelles s'éloignaient de cette référence, et donc de prouver l'impossibilité d'attendre d'une caisse d'émission moderne les avantages théoriques de l'ajustement monétaire de la balance des paiements. Le principe d'ajustement automatique peut se résumer par l'absence de politique de neutralisation qui, elle-même, se traduit par la stationnarité des avoirs domestiques. Ce principe devrait être acquis par l'interdiction des avoirs domestiques dans les comptes de la banque centrale. Si les innovations contenues dans les caisses d'émission modernes annulent le mécanisme d'ajustement, elles doivent permettre aux autorités monétaires d'agir discrétionnairement sur les contreparties domestiques de leurs engagements.

Les innovations légales

Les lois fondatrices des régimes de caisses d'émission aujourd'hui en vigueur autorisent une certaine réglementation du crédit et de l'activité bancaire. Elles peuvent, par exemple, préserver la possibilité d'imposer des réserves obligatoires déposées par les banques sur leur compte au



département d'émission. Elles autorisent dans la plupart des cas (sauf en Estonie) la banque centrale à jouer le rôle d'agent fiscal, ce qui permet au gouvernement d'influencer la liquidité du marché local en faisant varier le crédit de son compte au département d'émission. Ces caractéristiques sont communes à la plupart des CEM, il existe aussi certaines réglementations dérogatoires *ad hoc*. Ainsi, la banque centrale d'Argentine était autorisée à refinancer exceptionnellement les banques commerciales contre des titres publics à hauteur du 1/3 de la base monétaire.

Les réserves excédentaires

Les avoirs locaux sont pris comme un stock fixe qui, par simplicité, peut être identifié à 0 comme dans une caisse d'émission orthodoxe. Nous introduisons cependant un terme ε qui représente une variable d'ajustement à la discrétion des autorités monétaires. Cette variable est caractéristique des caisses d'émission modernes qui ont ménagé certaines marges de manœuvre en accumulant des avoirs extérieurs au-delà de leurs engagements à court terme pour financer des opérations de politique monétaire active. La plupart des caisses d'émission actuelles cumulent des réserves de change au-delà de 100 % de la base monétaire, de manière à pouvoir augmenter en cas de nécessité leurs émissions sans pour autant atteindre le plancher autorisé par le ratio de couverture. Cette pratique est une violation de l'orthodoxie qui interdisait l'accumulation de réserves excédentaires au-delà d'un faible pourcentage autorisé pour la gestion des risques portant sur les fluctuations du cours de l'actif (Greaves, 1953). La présence des réserves excédentaires peut réduire la sensibilité de la base monétaire aux variations des réserves. Cependant, les réserves excédentaires constituent un stock fini, ainsi elles ne peuvent que provisoirement compenser les effets d'une appréciation durable du taux de change réel. Les autorités monétaires ne peuvent donc pas se départir de la discipline supposée par le régime. En revanche, elles peuvent utiliser ce stock pour amortir la survenue de chocs exogènes et imprévisibles. Ce dernier aspect nous permet de caractériser la nature du terme ε , qui peut être compatible avec l'orthodoxie de la règle des caisses d'émission ; il doit être une variable stationnaire¹. Les déviations vis-à-vis de la règle sont identifiées à la non stationnarité des avoirs d'origines intérieures, en particulier les tendances stochastiques identifiées à des interventions discrétionnaires des autorités monétaires.

Les « xéno-monnaies »

Le cas de l'Argentine où le dollar avait cours légal suscite une interrogation particulière. Les « xéno-monnaies » (Chauvin et Villa, 2003) sont des monnaies de crédit émises par des institutions moné-



taires de second rang et libellées en devises (en dollars). La convertibilité de ces monnaies de « seconde main » est de la responsabilité de leur émetteur sur ses ressources propres en devises et sur sa capacité à emprunter en devises. En effet, les agents monétaires de second rang ne bénéficient pas de prêt en dernier ressort en « dollars »². Ils ne peuvent obtenir des dollars qu'en contrepartie de monnaie centrale. Dans ce cas, ce type de monnaie bancaire s'affranchit des contraintes de la caisse d'émission. En revanche, l'organisme en question prend en charge l'intégralité de la responsabilité de la convertibilité. En cas d'illiquidité des banques, la conversion des dépôts n'est pas garantie, ce qui suscite les paniques bancaires telles que celle survenue en Argentine en 2001.

Malgré un engagement ferme, le gouvernement et la Banque centrale ont préservé un certain nombre de moyens pour dévier de l'application stricte de la règle. Les incitations à dévier sont fortes pour un gouvernement faible, il est donc envisageable qu'il ait utilisé tous les moyens à sa disposition pour assouplir l'application de la règle. Dans le passé, les expériences d'échec de caisse d'émission ont été précédées par une modification progressive du bilan de la banque centrale (Argentine, 1890-1930). On note en particulier l'augmentation, largement illégale des contreparties locales, *i.e.* des interventions discrétionnaires (Taylor et Della Paollera, 2002).

76

Pour évaluer la fermeté de l'engagement, nous présentons dans la partie suivante un test de la politique monétaire, c'est-à-dire de la relation base monétaire - avoirs extérieurs, d'un panel de caisses d'émission. L'utilisation d'un panel se justifie par le fait que l'on ne désire pas étudier une expérience particulière, mais un régime de change dans son ensemble. Le recours à un panel nous permet de déterminer le comportement moyen d'une caisse d'émission. Nous supposons notre panel cohérent, les comportements individuels ne doivent donc pas s'écarter de la moyenne du panel. Le pays qui ne marque aucune différence avec l'estimation du panel est considéré comme le pays standard. Le ou les pays marquant une déviation nette par rapport au standard économétrique est un pays déviant n'appliquant pas la politique monétaire attendue d'une caisse d'émission.

TEST ÉCONOMÉTRIQUE DE LA RELATION DE LONG TERME ET DE LA RELATION DYNAMIQUE ENTRE LA BASE MONÉTAIRE ET LA POSITION EXTÉRIEURE TOTALE

Les expériences de régime fondées sur une règle monétaire sur une période longue de temps sont plutôt rares. Nous pouvons cependant constituer un panel déséquilibré avec des données mensuelles et portant sur 7 pays (Argentine, 1991-2001 ; Bulgarie, 1997-2003 ;

Bosnie-Herzégovine, 1997-2003 ; Djibouti, 1983-2003 ; Estonie, 1992-2003 ; Lituanie, 1994-2003 et Hong-Kong, 1983-2003).

En reprenant l'équilibre du bilan de la banque centrale [équation (1)], on obtient une relation de co-intégration dans laquelle les coefficients de la relation sont définis de manière comptable. En effet, sous une règle de couverture stricte, le coefficient liant la base monétaire et les avoirs extérieurs appartenant à la caisse doit être égal à un et le coefficient devant les avoirs locaux doit être nul. Cependant, dans les CEM, les manipulations exceptionnelles du ratio imposé par la règle et la pratique des réserves excédentaires peuvent faire provisoirement dévier le coefficient de 1. De plus, la plupart des CEM actuelles maintiennent la possibilité de manipuler une quantité limitée d'avoirs locaux de manière à réguler le secteur financier ou à gérer le compte financier du gouvernement, sans, bien entendu, fournir de financement à celui-ci (*cf.* Hong-Kong, la Bulgarie...). En conséquence, les avoirs locaux ne peuvent pas être considérés comme nuls. Nous supposons que le mécanisme du type « flux des espèces », *i.e.* la règle orthodoxe, fonctionne toujours si les avoirs locaux (Ai) sont un terme résiduel (ε) dont la principale fonction est de lisser les chocs indépendants des autorités. Si les avoirs locaux au bilan de la caisse sont stationnaires, la relation de co-intégration définie en (1) tient et nous pouvons supposer la non neutralisation des flux externes.

$$Bm_{i,t} = Ae_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

$Bm_{i,t}$ est la base monétaire du pays i , à la période t . Il s'agit de la part des agrégats monétaires sur laquelle les autorités monétaires ont un monopole d'émission.

$Ae_{i,t}$ représente les avoirs d'origine extérieure appartenant à la caisse du pays i , à la période t . La caisse dispose uniquement d'une part des avoirs extérieurs totaux, essentiellement du fait de la rétention de devises par les privés et le système bancaire. Néanmoins, nous avons supposé que la réserve centrale est la première à être drainée lors des périodes de sortie de devises si la convertibilité est libre.

$Ai_{i,t}$ représente les avoirs d'origine locale et le terme d'erreur commun ($\varepsilon_{i,t}$) pour chaque pays i , au temps t de la relation de long terme définie en (1). Il est calculé comme la différence (log) entre la base monétaire et les réserves de change. Si nous faisons l'hypothèse du petit pays, la PPA tient et, en conséquence, la différence logarithmique entre la base monétaire (Bm) et les avoirs extérieurs (Ae) élimine l'effet des prix.

Les séries de données sont fournies par les statistiques financières internationales (IFS, édition mars 2003). Ces séries sont de fréquences mensuelles.

Dans un premier temps, nous testons le degré d'intégration de (Bm) et de (Ae), avec un test de racine unitaire spécifique à l'étude des panels. Maddala et Wu (1999) établissent une procédure à partir de statistiques de Phillips et Perron. Dans un second temps, grâce à la même méthode nous pouvons tester l'hypothèse de co-intégration contrainte (le coefficient de long terme doit être égal à 1), ce qui revient à tester la stationnarité des avoirs locaux [Ai ou $\varepsilon_{i,t}$, voir équation (1)].

Analyse des tendances dans les séries

Maddala et Wu (1999) actualisent un test mis au point par Fisher (1932) et fondé sur une combinaison de p -value de test de racine unitaire (Dickey-Fuller augmenté). Les p -value sont estimées pour chaque pays. En conséquence, la statistique de MW donne la significativité globale de la racine unitaire sur l'ensemble des pays composant le panel³.

Si la statistique de Maddala et Wu (MW) révèle que les coefficients de racine unitaire ne sont pas significatifs ensemble, nous ne pouvons pas rejeter l'hypothèse de la présence d'une racine unitaire dans le panel. Le tableau suivant présente les résultats du test pour les avoirs locaux (Ai). Le test inclut une tendance (t) et une constante (c) si elles sont significatives, sinon (0). Comme (Ai) est la différence entre (Bm) et (Ae), nous vérifions la stationnarité des variables (Ae) et (Bm). Si la règle orthodoxe est appliquée, la différence logarithmique entre les deux agrégats doit éliminer les tendances déterministes, les effets fixes, les tendances saisonnières et les tendances stochastiques.

Tableau n° 2
Statistique pour un test de racine unitaire de panel

Base monétaire	Bm	Ae	[Ai = Bm- Ae]
Argentine	0,99	0,92	0,30 (t)
Bosnie-Herzégovine	0,83	0,99	0,15 (0)
Bulgarie	0,99	0,99	0,00 ©
Djibouti	0,82	0,85	0,00 ©
Hong-Kong	0,99	0,98	0,36 (0)
Estonie	0,90	1,00	0,00 (t)
Lituanie	0,99	1,00	0,00 (t)
MW test	1,06	0,57	+∞

H0 l'ensemble des σ_i n'est pas différent de 0.
Chi-2 valeur critique 5 % : 18,307
Chi-2 valeur critique 10 % : 15,98

Le tableau n° 2 ne montre pas de statistiques susceptibles de rejeter l'hypothèse nulle d'une racine unitaire de panel pour les (Ae) et pour les séries (Bm). La présence de racine unitaire signifie que les deux agrégats connaissent des chocs qui ont des effets permanents sur l'évolution des variables. On dit que ces variables ont une forte inertie. Cette caractéristique est commune à la plupart des séries macroéconomiques. En revanche, les (Ai) sont stationnaires pour les quatre pays en transition (avec un résultat ambigu pour la Bosnie-Herzégovine de 0,15). L'Estonie et la Lituanie semblent connaître une tendance déterministe significative. Les avoirs locaux de Djibouti et de la Bulgarie ont une constante non nulle. Les tendances déterministes et les constantes sont des déviations par rapport au modèle orthodoxe de caisse d'émission. Cependant, leur nature déterministe n'implique pas qu'elles constituent une rupture discrétionnaire avec la règle orthodoxe. À notre avis, l'aspect discrétionnaire de la politique monétaire se traduit par une évolution stochastique des contreparties locales (Ai), *i.e.* les autorités suscitent des chocs ayant des effets permanents sur l'offre de base monétaire. En conséquence, en dépit d'importantes innovations institutionnelles, les cinq CEM précédemment citées respectent la règle orthodoxe des caisses d'émission. Les avoirs locaux (Ai) ne sont pas nuls ; une marge de manœuvre pour amortir les chocs externes ou pour se donner la capacité d'imposer une certaine régulation du marché monétaire est maintenue. Cette marge de manœuvre est caractérisée par son absence d'inertie.

L'application orthodoxe de la règle n'est pas corroborée dans le cas de l'Argentine et de Hong-Kong. Les (Ai) des deux pays sont caractérisés par la présence de déviation stochastique par rapport à la relation de co-intégration retenue [*cf.* équation (1)]. Dans le cas de l'Argentine, les dernières années du système ont connu une importante augmentation des avoirs locaux dans le bilan de la banque centrale, dénotant une augmentation forte du *central banking* dans son comportement. Les autorités monétaires ont donc, sous l'effet de la crise, abandonné le principe de non neutralisation et adopté une politique monétaire plus active. Les « xéno-monnaies », même si elles ne sont probablement pas à l'origine de l'échec du régime, ont contribué à rendre plus difficile la politique monétaire dans le sens où elles ont accru le risque d'illiquidité des banques. La faillite du *currency board* argentin en 2002 n'est pas sans rappeler la faillite de la caisse d'émission historique de l'Argentine (1890-1930). Taylor et della Paolera (2001) constatent l'encombrement progressif du bilan de la Banque centrale par des avoirs locaux entre 1914 et 1930.

En ce qui concerne Hong-Kong, les (Ae) sont si importants qu'ils ne constituent pas une véritable contrainte. Le « fonds des changes » est né



de l'addition des réserves de l'ancienne banque centrale et des excédents budgétaires de l'île ; depuis 20 ans, il reçoit régulièrement les surplus fiscaux du gouvernement. Les réserves de change dépassent largement les engagements à court terme des banques émettrices. Tels que nous avons défini les avoirs locaux (par la différence entre Bm et Ae), les réserves excédentaires sont comptabilisées dans les avoirs locaux. En effet, nous les considérons comme des avoirs locaux potentiels ou de réserve. Ces réserves excédentaires abondantes peuvent alors servir à mener une politique monétaire active, en particulier au cours d'opérations d'*open market*. Par exemple, durant la période 1988-1996, les autorités monétaires de Hong-Kong ont relâché la contrainte pesant sur le secteur bancaire en émettant des bons à court terme couverts par des réserves de change excédentaires. Ainsi, la caisse maintient un stock de titres couverts en devises représentant en réalité un stock d'avoirs locaux, sans pour autant passer en-dessous du ratio des 100 % de couverture. Dans ce cas, on doit rejeter une application orthodoxe de la règle car le gouvernement *via* son « compte épargne » au passif du fond des changes, *i.e.* ses réserves excédentaires, peut rétablir une politique monétaire discrétionnaire.

La section suivante exploite la relation de long terme contrainte définie en (1). Cette relation de co-intégration qui tient pour 5 économies sur 7 suggère une relation dynamique ou de court terme. L'intérêt d'estimer la relation de court terme est qu'elle nous donne le processus d'ajustement décrit par le modèle du flux des espèces (Berdell, 1995 ; Fausten, 1979). En effet, la relation de court terme donne une indication de l'efficacité du mécanisme de rappel vers la relation de long terme (1). On perçoit clairement que plus l'ajustement est long (ou lent), plus dures risquent d'être les conséquences réelles en termes de produit et d'emplois.

Évaluation de la force de rappel sur un panel de caisses d'émission modernes

Il est possible d'imaginer que la base monétaire tende à dévier de sa relation de long terme avec les réserves de change, telle que définie en (1), à cause de l'occurrence de divers chocs d'origines internes ou externes. Cependant, contrairement à d'autres régimes, les CEM prévoient un mécanisme automatique qui rappelle la base monétaire vers ses valeurs d'équilibre de long terme (avec les avoirs extérieurs nets). Il s'agit d'un mécanisme à correction d'erreur proche de celui présenté par Engel et Granger (1987). Leur méthodologie a souvent été critiquée, et en particulier, elle est très peu performante sur petit échantillon. Elle est aussi très sensible à la présence de variables omises. Le modèle fondé sur une règle comptable assure la qualité de la spécification ; de plus,

l'utilisation d'effets fixes contrôle les caractéristiques individuelles invariantes dans le temps.

La relation de court terme peut s'écrire de la façon suivante.

$$\Delta Bm_{i,t} = a_i + b\Delta Ae_{i,t} + \sigma(\varepsilon \text{ i.e. } Ai_{i,t-1}) + e_{i,t} \quad (2)$$

Le coefficient b donne la dynamique entre l'offre de base monétaire et le solde de la balance des paiements. b est supposé constant entre les divers pays de l'échantillon. σ est le coefficient du terme à correction d'erreur ; il donne le taux de convergence du modèle vers son équilibre de long terme. Si σ est significatif et compris entre -1 et 0, le modèle converge effectivement vers son équilibre de long terme défini en (1). Si le coefficient n'est pas significativement différent de 0, le modèle ne converge pas vers la relation d'équilibre. Selon le théorème de Granger, les variables co-intégrées convergent toujours. En conséquence, un terme à correction d'erreur significatif est l'indicateur de l'existence d'une relation de co-intégration valable.

Néanmoins, dans l'équation (2), nous supposons que le terme à correction d'erreur est constant entre pays. Maintenant, nous relâchons cette hypothèse. Pour ce faire, nous croisons le terme à correction d'erreur et un effet fixe pays de manière à tester l'hétérogénéité du panel en termes de dynamique de rappel. Comme nous l'avons indiqué plus haut, contrairement à l'équilibre de long terme qui est défini par la règle, la dynamique de rappel est fortement influencée par une série de facteurs susceptibles de varier entre les individus. Nous estimons donc aussi le modèle suivant, équation (3), les résultats sont présentés dans le tableau n° 3.

$$\Delta Bm_{i,t} = a_i + b\Delta Ae_{i,t} + \sigma_i(Ai_{i,t-1}) + e_i \quad (3)$$

Le tableau n° 3 présente les résultats de la spécification homogène et de la spécification hétérogène. Les pays ne présentant pas de relation de co-intégration, l'Argentine et Hong-Kong, sont exclus.

Tableau n° 3
Relation de court terme. Équation 2 et 3

R ² = 0,40	MCE homogène	R ² = 0,41	MCE hétérogène
<i>Bm</i>	-0,18 (0,0)	<i>Bm</i>	-0,16 (0,0)
<i>Ae</i>	3,9 (0,0)	<i>Ae</i>	3,9 (0,0)
<i>Ae(-1)</i>	1,15 (0,0)	<i>Ae(-1)</i>	1,06 (0,0)
<i>Ai(-1)</i>	-0,10 (0,0)	<i>Ai(-1)</i>	
		Bosnie-H.	-0,17 (0,0)
		Bulgarie	-0,31 (0,0)
		Djibouti	-0,08 (0,0)
		Estonie	-0,21 (0,0)
		Lituanie	-0,06 (0,15)



Le coefficient de convergence (tableau n° 3) est fortement significatif, ce qui soutient notre hypothèse de co-intégration et confirme aussi la bonne spécification du modèle EG. Le taux de convergence est assez élevé ; d'un mois à l'autre, 10 % de la divergence vis-à-vis de l'équilibre de long terme est corrigée. La politique monétaire réagit rapidement à toutes les modifications de la position extérieure. En moins de 7 à 8 mois, la base monétaire s'ajuste vis-à-vis de son équilibre de long terme avec les réserves de change de la caisse.

Si la dynamique de rappel avait été parfaitement identique suivant les individus, les coefficients estimés séparément auraient été les mêmes. Il apparaît cependant que la dynamique de rappel est sensiblement différente d'une économie à l'autre. L'estimation qui autorise les coefficients à varier entre pays montre une importante diversité, avec un groupe d'économies qui convergent rapidement (Bulgarie, Bosnie Herzégovine et Estonie) et un groupe convergent plus lentement (Djibouti et Lituanie). Selon Swoboda (1976), la vitesse de l'ajustement est due à des variables structurelles telles que l'ouverture, la part des biens échangeables et celle des biens non échangeables et la rigidité des prix, par exemple la plus ou moins grande flexibilité du marché du travail. Ces facteurs font varier la réactivité des prix aux stimulations monétaires. Le niveau de dollarisation est aussi susceptible d'influencer les *stimuli* donnés sur la monnaie locale. Des choix de politiques économiques peuvent jouer sur la dynamique de rappel, en particulier dans le cas de la Lituanie, qui a choisi le dollar comme ancre nominale alors que la référence pertinente pour l'économie lituanienne s'est révélée être l'Allemagne et l'Union européenne.

La macroéconomie des caisses d'émission repose sur l'ajustement monétaire de la balance des paiements. L'ajustement suppose, pour être efficace, l'absence complète de neutralisation des flux externes. À notre avis, cette caractéristique résume l'orthodoxie des caisses d'émission. Contrairement à l'opinion de certains auteurs, la plupart des caisses d'émission modernes improprement appelées quasi-caisse d'émission sont conformes aux canons de l'orthodoxie, à l'exception notable de cas tels que l'Argentine et Hong-Kong qui divergent significativement.

Le cas argentin est révélateur des limites des caisses d'émission. En effet, l'Argentine ne semble pas avoir pu supporter les coûts liés à la politique de non neutralisation des flux externes. Les coûts en termes de croissance ou de chômage dus à des chocs externes, tels que l'appréciation du dollar ou la dévaluation du real brésilien, ont été trop élevés pour être raisonnablement supportables.

ANNEXE

Liste des caisses d'émission modernes (2000)⁴

Pays	Dates	Ancre	Couverture officielle	Couverture effective
Argentine	1991 2002	1 peso = 1 \$ (EU)	100 % (M0*)	139 % M0 23 % M2
Bermudes (GB)	1915	1 Bermudas pound = 1 \$ EU	100 % (M0*)	?
Bosnie-Herzégovine	1997	1 mark BZ = 1 DM (0,5 €)	100 % (M0*)	?
Brunei	1952	1 Brunei \$ = 1 \$ de Singapore	100 % (M0*)	?
Bulgarie	1997	1 lev = 1 DM (0,5 €)	100 % (M0*)	148 % M0 54 % M2
Djibouti	1949	177.72 Dj franc = 1 \$ (EU)	100 % (M0*)	?
Estonie	1992	8 kroon = 1DM (0,5 €)	100 % (M0*)	122 % M0 47 % M2
Gibraltar (GB)	1927	1 Gibraltar pound = 1 sterling	100 % (M0*)	?
Hong-Kong	1983	7,8 \$ HK = 1 \$ (EU)	100 % (M0*)	110 % M0
Iles Caïmans	1972	1 Caymans Island \$ = 1,2 \$ (EU)	100 % (M0*)	?
Iles Faeroe (DK)	1940	1 crown Faeroe = 1 Danish crown	100 % (M0*)	?
Lituanie	1994	1994-2002 : 4 litai = 1 \$ 2002-2004 : 4 litai = 1 €	100 % (M0*)	112 % M0 51 % M2
Falkland Islands (GB)	1899	1 Falkland pound = 1 Sterling pound	100 % (M0*)	?
UMCO ⁵	1950	2,7 \$ Caraïbes = 1 \$ EU	60 % (M0*)	?

* M0 est l'agrégat monétaire émis par la Banque centrale.

NOTES

1. Une variable stationnaire suit dans le temps un processus de retour à la moyenne. L'absence de stationnarité provient de la présence de tendance déterministe, *i.e.* une déviation régulière à chaque période de la variable et/ou de tendance stochastique, *i.e.* les chocs aléatoires connus par la variable ont un effet permanent sur la série.
2. Ni en peso, par ailleurs, si le principe de non intervention comme prêteur en dernier ressort est appliqué à la lettre.
3. On rappelle que l'hypothèse nulle du test est la présence d'une racine unitaire. Ainsi, si la *p-value* est élevée, le test penche vers une racine unitaire ; si elle est faible, il penche en faveur de la stationnarité.
4. Sources : IFS IMF février 2001. Le ratio de couverture effective est calculé par Ghosh, Gulde et Wolf (2000)
5. L'Union monétaire des Caraïbes Orientales (UMCO) regroupe Anguilla (GB), Antigua et Barbade, Dominique, Grenade, Montserrat (GB), St Kitt et Nevis, St Lucie, St Vincent et Grenadine.

BIBLIOGRAPHIE

- BANERJEE A. (1999), « Panel Unit Roots and Co-integration: An Overview », *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 61, pp 607-631.
- BERDELL JF. (1995), « The Present Relevance of Hume's open Economy Monetary Economics », *The Economic Journal*, vol. 105, n°432.
- CHAUVIN S. et VILLA P., (2003), « Le Currency Board à travers l'expérience argentine », *CEPII Working Paper*.
- ENGLE R. et GRANGER C., (1987), « Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing », *Econometrica*, vol. 55, pp. 251-276.
- FAUSTEN DK. (1979), « The Humean Origin of the Contemporary Monetary Approach to the Balance of Payments », *the Quarterly Journal of Economics*, vol.93, pp. 655-673.
- GHOSH A., GULDE A-M., et WOLF H. (2000), « Currency boards: more than a quick fix? », *Economic Policy*, pp 270-335.
- GREAVES I. (1953), « Colonial Monetary Conditions, London : Her Majesty's stationery office, *Colonial Research Studies*, N°10.
- HANKE S. et SCHULLER K. (2000), Currency boards for developing countries: a handbook », *International Center for Economic Growth Press*.
- MADDALA G. S., et WU S.A. (1999), « Comparative study of unit root tests with panel data and a new simple test », *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. N° 61, pp 631-653.
- DELLA PAOLERA G., and TAYLOR A. M. (2001), *Straining at the anchor*, National Bureau of Economic Research, The University Press of Chicago.
- NIEHANS JA. (1994), *History of Economic Theory*, The John Hopkins University Press, Baltimore and London.
- SWOBODA A.K. (1976), « Monetary Policy under Fixed Exchange Rate : Effectiveness, the Speed of Adjustment, and Proper Use, in the Monetary Approach to the Balance of payments », edited by Frenkel A.J. and Johnson H.G., George Allen and Unwin Ltd.
- SCHULLER K. (1992), « Currency boards ». *Ph.D. dissertation*, George Mason University of Virginia.
- WILLETT T. (1998), « Credibility and discipline effects of exchange rate as nominal anchors : the need to distinguish temporary from permanent pegs », *The World Economy*, vol 21, n° 6.
- BULGARIAN NATIONAL BANK (2004). Department of Issues Monthly Bulletin.
- BULGARIAN NATIONAL BANK (2004). Banking department Monthly Bulletin.