

La demande de monnaie dans les PVD :
Une estimation qui tient compte des erreurs de mesure

16 AVR. 1996

par
Mélanie Raymond

Rapport de recherche de maîtrise

Université de Montréal
Avril 1996

Remerciements

Je tiens à témoigner ma gratitude à mon directeur de recherche, Jean-Louis Arcand pour sa patience, ses réponses à mes multiples questions et son humour. Je veux de plus remercier Marcel Dagenais pour la générosité de son temps ainsi que ses conseils et explications économétriques toujours judicieux.

Table des matières

Remerciements	i
Liste des tableaux	iii
Introduction	1
Des tentatives et des problèmes.....	2
Hypothèse et méthodologie.....	5
Sources d'erreur	5
Conséquences.....	14
Nouvelle approche	16
Le modèle théorique.....	20
La demande de monnaie des ménages	21
La firme et ses besoins monétaires	25
La demande de monnaie dans l'économie.....	27
Les données et les erreurs de mesure	29
L'échantillon	29
Une première estimation.....	29
Les résultat des tests d'Hausman	33
L'effet des erreurs de mesure	47
La demande de monnaie et l'innovation financière :	47
Conclusion.....	54
Bibliographie	57
Annexes	59
Annexe 1: Le test d'Hausman	59
Annexe 2 :Les données	61
Annexe 3 : Tests de stationarité.....	64

Liste des tableaux

Tableau 1 Les estimations MCO.....	31
Tableau 2a : Tests d'Hausman avec X_{t-1} pour instrument.....	37
Tableau 2b : Tests d'Hausman avec X_{t-2} pour instrument.....	39
Tableau 3 : Tableau résumé des tests d'Hausman.....	41
Tableau 4 : Tests d'Hausman pour les variables d'échelle de la Corée et Israël.....	45
Tableau 5 : Estimations MCG et VI des demandes de monnaie avec erreurs de mesure dans les variables.....	49
Tableaux dans les annexes	
Tableau I : Statistiques descriptives des séries.....	62
Tableau II : Résultats des tests Dickey-Fuller.....	65

Introduction

La demande de monnaie est un concept controversé en macro-économie. En effet, sur une base théorique, on ne peut pas justifier l'existence de la monnaie dans une économie à moins d'introduire la notion de coûts de transactions. Mais l'existence théorique d'un marché pour la monnaie ne lui confère qu'une influence limitée sur les autres marchés. Avec les concepts de neutralité et de superneutralité de la monnaie, celle-ci reste d'un point de vue théorique, sans influence à long terme sur les variables réelles de l'économie, telles que le taux de croissance, le taux d'accumulation du capital par travailleur et le taux d'intérêt réel.

Parallèlement, la monnaie représente un instrument de politique économique puissant aux résultats prévisibles et neutres à long terme, du moins selon les théories. Les dirigeants politiques, particulièrement ceux de pays en voie de développement (PVD), ont été intéressés par un tel instrument et l'ont utilisé largement. Contrairement aux prévisions théoriques, les politiques monétaires comme le seignuriage n'ont pas été sans conséquence à long terme pour les secteurs réels des différents pays.

Une meilleure compréhension des conséquences des politiques monétaires semble donc nécessaire. La demande de monnaie constitue une source intéressante d'informations sur les réactions des agents, firmes et ménages et le processus d'ajustement qui s'en suit. Toutes ces informations permettent de déterminer la vitesse de transmission d'une politique. En ayant une connaissance plus complète des réactions

des agents, les dirigeants politiques peuvent mieux prévoir les conséquences de leurs politiques monétaires, mieux les planifier et mieux les utiliser. Une estimation robuste et fiable est donc impérative, tout particulièrement pour les PVD.

Le présent travail s'intéresse à l'estimation de la demande de monnaie pour les PVD. Nous nous concentrerons tout particulièrement sur un problème dans les données: les erreurs de mesure sur les variables. Nous allons, dans un premier temps, faire un bref survol des études antérieures portant sur la demande de monnaie. Nous formulerons notre hypothèse et expliquerons notre méthodologie. Par la suite, nous exposerons le modèle théorique que nous estimerons. Finalement, nous tenterons de déterminer si notre hypothèse est confirmée par les résultats empiriques que nous aurons obtenus.

Des tentatives et des problèmes

L'estimation de la demande de monnaie cause des problèmes depuis le début des années 1970, autant pour les PVD que les pays industrialisés. A cette époque, toutes les prédictions de la demande de monnaie étaient systématiquement biaisées à la hausse. Ce phénomène a été appelé l'épisode du "missing money". Les tentatives pour remédier à ce problème se divisent approximativement en deux courants¹. Le premier questionne les variables, les formes fonctionnelles de la demande de monnaie et la dynamique incorporée aux modèles. Le deuxième courant discute plutôt la spécification du modèle

¹ Goldfeld et Sichel (1990, p.301).

et la modifie pour incorporer les changements économiques et financiers affectant la demande telles que l'innovation financière et la déréglementation bancaire et financière. Ces études n'ont toutefois pas réussi à proposer des résultats convaincants. Le problème de prédiction n'a pas été éliminé et d'autres problèmes se sont ajoutés, tout particulièrement l'autocorrélation des erreurs et des estimations non-fiables.

A la fin des années 1980, les techniques pour l'estimation des séries chronologiques se sont perfectionnées. Entre autres, le modèle de correction d'erreurs est apparu, ainsi que les tests pour la cointégration. Les estimations de la demande de monnaie vérifiant la cointégration et utilisant un modèle de correction des erreurs, donnent des résultats plus robustes. Les problèmes d'autocorrélation et de prédiction sont éliminés et les estimations passent bien les différents tests de fiabilité et de robustesse.

Pour les PVD, peu d'études empiriques de la demande de monnaie ont été effectuées depuis l'apparition de ces nouvelles techniques. De ces études, seulement trois étendent leur recherche à plus d'un pays. La première, Arrau et al (1991), s'intéresse à l'incorporation de l'innovation financière dans l'estimation et teste son importance pour 10 PVD. Ils utilisent un modèle standard avec une composante temps pour l'innovation financière. Cette spécification élimine en partie le problème d'autocorrélation et donne, pour certains pays, des coefficients de signification (R^2) accrus.

Simmons (1992), de son côté, utilise un argument classique pour les PVD disant que le coût d'opportunité de la monnaie en PVD n'est pas un taux d'intérêt local mais un

taux d'intérêt étranger. Cet argument suppose que les marchés financiers sont peu développés et que la réglementation de ceux-ci empêche d'avoir une mesure juste du coût d'opportunité de la monnaie. Simmons utilise un modèle de correction d'erreurs pour estimer la demande de cinq pays africains. Finalement, Arize (1994) estime lui aussi un modèle dynamique de correction d'erreur pour le Pakistan, Singapour et la Corée. Ces deux études obtiennent de bonnes estimations libres de problèmes majeurs. Dans l'ensemble, les problèmes de prédiction et d'autocorrélation paraissent être enrayés. Toutefois, les trois études ignorent la possibilité d'erreurs de mesure sur les variables.

Hypothèse et méthodologie

Comme mentionné plus haut, les dernières études empiriques pour les PVD ont réussi à éliminer les problèmes graves liés à l'estimation de la demande de monnaie. Bien que ces études donnent des résultats intéressants, un problème menace de biaiser les estimations de ces études. Nous soupçonnons que les banques de données utilisées comportent des erreurs de mesure. Ce problème peut avoir plusieurs sources et a surtout des conséquences importantes.

Sources d'erreur

En 1956, Cagan² discutait déjà de la fiabilité des données pour l'estimation de la demande de monnaie. Il mentionne tout spécialement la possibilité de biais à la baisse pour la mesure de la monnaie dans les pays ayant un problème d'hyperinflation. Par la suite, Morgenstern³ publia son livre sur les pratiques entourant le calcul de statistiques. Il encourage les utilisateurs à faire preuve de prudence et de scepticisme à l'endroit des données et statistiques officielles. En fait, pour chaque mesure, pour chaque statistique publiée, une erreur de mesure spécifique peut exister due à un phénomène social, économique ou statistique. Ces erreurs sont de trois types : de qualité, de couverture et de comparabilité.

² Cagan (1956, p.47-53).

³ Morgenstern, (1963), "On the accuracy of economic observations".

L'estimation de la demande de monnaie exige en premier lieu une mesure de cette dernière. On utilise la définition la plus étroite du stock de monnaie comme mesure de la demande agrégée de l'économie, soit M1. La demande de monnaie dépend, par ailleurs, des ressources ou plus exactement des revenus du demandant. Le produit intérieur brut (PIB) offre une mesure intéressante des revenus agrégés d'une économie. La décision de détenir cette monnaie est aussi influencée par le « prix » de la monnaie, autrement dit son coût d'opportunité. Le taux d'inflation et le taux d'intérêt réel sont des mesures possibles de ce coût d'opportunité. Finalement, dans le cas où l'on estime la demande de monnaie per capita plutôt que la demande agrégée, des statistiques sur la taille de la population sont nécessaires.

Etant donné que trois (ou quatre pour la demande per capita) mesures différentes sont nécessaires, les banques de données peuvent comporter des erreurs provenant de trois sources différentes. Tout d'abord, la mesure M1, ni aucune autre mesure de la monnaie, ne tient compte ni des transactions dans le marché financier informel, ni du phénomène de fuite de monnaie. Le marché financier informel représente dans plusieurs PVD, une importante source de crédit, et donc une demande de monnaie importante. Trois groupes se tournent vers le marché financier informel, soit la population à faible revenu rurale et urbaine, les micro-entreprises dites traditionnelles et le secteur agricole. En effet, les problèmes d'information asymétrique, de logistique et de réglementations sévères obligent les banques à rationner le crédit formel offert à ces groupes. La demande de monnaie de ces groupes est donc en partie ignorée par la mesure M1 de la monnaie.

Etroitement lié au marché financier informel, la fuite de monnaie hors du secteur bancaire institutionnalisé biaise aussi la mesure M1. Le phénomène de fuite de monnaie, tel que défini par Germidis et al⁴, est observé lorsque les prêteurs du secteur informel utilisent le crédit qu'ils obtiennent du secteur formel pour répondre aux besoins des emprunteurs du secteur informel. Ainsi la demande de crédit faite par le prêteur informel, dans le secteur formel, est mesurée mais toutes les transactions subséquentes dans le secteur informel ne le sont pas. L'ampleur de ce phénomène est impossible à mesurer, puisque d'une part, les prêteurs informels n'ont aucune incitation à déclarer leurs activités lors d'enquêtes sur l'utilisation du crédit et d'autre part, ce phénomène engendre un chevauchement du secteur informel et formel.

Différentes études ont tenté d'évaluer la part du marché informel dans les marchés financiers pour de nombreux pays. L'approche privilégiée pour le faire tente d'estimer la part du crédit agricole accordée par le secteur informel. Il a été estimé qu'en République de Corée, 50% des emprunts contractés par les ménage agricoles provenaient de sources informelles alors que dans les états nigériens de Kwara et du Nigéria de l'Ouest, cette proportion atteignait 95%⁵. Pour une douzaine de pays étudié par Germidis, le secteur informel représentait entre 50 et 95% du marché pour les crédits agricoles. Seul en Inde cette proportion se trouvait en-deça de 50% pour se situer aux alentours de 40% au début des années 80⁶. Le secteur informel répond donc à une proportion non-négligeable des besoins de crédit et donc de demande de monnaie. Conséquemment, il y a une erreur de couverture dans la mesure de M1.

⁴ Germidis et al, (1991, p42).

⁵ Germidis et al, (1991, p.45)

⁶ Germidis et al, (1991, p.46-47)

Détenir de la monnaie comporte un coût. Le coût d'opportunité pour la balance de monnaie réelle est constitué de la "perte" (ou plus exactement du "non-gain") de revenus d'intérêts réels. Ce taux ne peut être observé, mais peut être calculé à partir du taux d'intérêts nominal et du taux d'inflation. Pour ce faire, il faut toutefois que le taux d'intérêts soit libre de fluctuer selon les tendances du marché. Dans plusieurs PVD, les taux d'intérêts (nominaux) sont contrôlés, sinon fixés par la banque centrale ou le gouvernement. Ils biaisent donc, dans cette situation, la mesure du taux d'intérêt réel.

Lorsque les taux d'intérêts nominaux sont flexibles, un autre problème se pose. Les taux d'intérêts nominaux publiés ne tiennent pas compte des marchés non-officiels comme les tontines. L'accès aux marchés financiers officiels des PVD est limité, et seule une minorité de la population, ou des agents économiques, peut y faire des transactions. Ainsi le coût d'opportunité de la monnaie pour la majorité est le taux d'intérêt nominal des marchés non-officiels, pour lequel aucune ou peu de données sont disponibles. Le taux d'intérêt nominal constitue une source importante d'erreurs de couverture pour la mesure du coût d'opportunité de la monnaie.

Le taux d'inflation comporte aussi un problème. Ce taux est calculé à partir des indices de prix. Le calcul de ces indices comporte plusieurs faiblesses dues au fait qu'il est basé sur des enquêtes sur les habitudes à la consommation⁷. Ces enquêtes se limitent aux populations urbaines. Elles sont restreintes non seulement dans le nombre de biens

⁷ Heston (1994, p.48)

couverts, mais aussi aux biens de consommation urbaine. La population urbaine dans les PVD ne représente toutefois que 5 à 30 % de la population entière pour les pays les plus pauvres et de 5 à 50% du total pour les pays à revenu intermédiaire (lower middle income countries)⁸. Par ailleurs, ces enquêtes n'ont lieu qu'aux dix ans, et dans certains pays, un délai de vingt ans sépare ces enquêtes. Finalement, certaines enquêtes sont menées seulement pour un échantillon limité de ménages. Malgré ces faiblesses, les enquêtes sur les habitudes de consommation sont utilisées pour choisir les poids pour le calcul des indices. Les indices de prix sont mesurés avec des erreurs au niveau de la couverture, de la qualité ponctuelle, de comparabilité et possiblement de l'échantillonnage. Le calcul de l'inflation est par conséquent aussi biaisé.

Pour minimiser la probabilité d'erreurs de mesure dans la variable du coût d'opportunité, on peut choisir d'utiliser une mesure supplétive pour le taux d'intérêt réel, soit le taux d'intérêt nominal, soit le taux d'inflation. Cette pratique n'est toutefois pas une garantie contre les erreurs de mesure. La mesure du coût d'opportunité de la monnaie peut, selon la mesure choisie, comporter une erreur de couverture, de qualité et de comparabilité.

L'estimation de la demande de monnaie exige également une variable d'échelle. La variable d'échelle la plus couramment utilisée est le produit intérieur brut (PIB). Lorsque le PIB n'est pas disponible, la production industrielle et la consommation peuvent être utilisés comme mesures supplétives. Dans les PVD, le PIB est calculé par la

⁸ World Bank, *World development report 1991*, 1989, p.264, tableau 31.

valeur ajoutée dans la production. Ce calcul ne réussit pas à incorporer tous les secteurs. D'abord, le secteur informel⁹ et les travailleurs indépendants (professionnels)¹⁰ n'ont aucun intérêt à se déclarer. Des estimations de leur production sont faites sur la base de recensements de la population et des repères statistiques. Les recensements de la population ne sont pas effectués plus fréquemment que les enquêtes sur la consommation et les repères statistiques sont au mieux des devinettes éclairées de la taille du secteur informel.

Le secteur agricole est aussi une source importante de problèmes, autant pour l'évaluation de la production que de sa valeur ajoutée. Pour la production, on commence par estimer la production agricole par une base unitaire en se fiant à un échantillon, pour chacune des cultures. Srinivasan¹¹ souligne le manque de constance dans les méthodes d'échantillonnage et d'estimation d'une région à une autre et d'une culture à une autre.

Ces quantités sont ensuite exprimées en termes de ventes aux prix du marché. Les produits saisonniers et la fluctuation des prix causent ici un deuxième biais. Dans aucun cas, il n'est possible de déterminer avec précision le pourcentage de la production qui a été vendu à fort prix. Il y a aussi des difficultés supplémentaires pour l'évaluation de la production reliée aux élevages. Finalement, la production servant à la consommation domestique pose un sérieux problème de mesure.

⁹ Heston (1994, p.39-41)

¹⁰ Srinivasan (1994, p.9)

¹¹ Srinivasan (1994, p.6)

Pour calculer la valeur ajoutée, la valeur des intrants intermédiaires doit être retranchée de la valeur de la production. Par convention, 12.5% de la production est attribué aux intrants, du type “feed, seed and wastage”¹². Toutefois, comme l’indique Srinivasan, les agriculteurs font pousser de plus en plus des cultures non-traditionnelles, en Inde mais aussi à travers le monde, transformant les pratiques agricoles. Ainsi, 12.5% n’est probablement plus approprié. Par ailleurs, l’utilisation d’un seul repère pour des activités aussi variées que l’exploitation d’une rizière et la culture de légumes suggère une source de biais imprévisible.

Le secteur agricole compte pour 25% à 65% du PIB dans les PVD les plus pauvres et pour 15% et 25% pour les pays à revenu intermédiaire¹³. Malgré la forte probabilité d’erreur rattachée à ces statistiques, l’importance de l’agriculture dans ces pays est indéniable, et par conséquent, la présence d’erreurs provenant de l’agriculture dans la mesure du PIB est un problème réel. On peut ainsi affirmer, sans même questionner les techniques de mesure des autres secteurs, que le PIB est mesuré avec erreur dans les PVD.

Aux problèmes de couverture et d’estimations s’ajoutent le problème de calculer un PIB comparable à travers le temps. D’une part, les méthodes de calcul et les repères statistiques changent avec les années sans logique statistique. Le calcul du PIB à prix constant nécessite, d’autre part, un indice de déflation. Ce dernier se calcule en utilisant des poids pour les différents secteurs de l’économie. Ces poids sont choisis sur la base

¹² Srinivasan (1994, p. 8)

¹³ World Bank, *World development report 1991*, 1989, p.208, tableau 3.

d'enquêtes et de repères statistiques et donc introduisent un biais dans le calcul du déflateur. La mesure du PIB comporte donc une erreur de mesure non-négligeable due aux différents problèmes reliés à son calcul.

Finalement, comme souligné plus haut, la demande de monnaie peut être estimée sous forme per capita plutôt que sous forme agrégée. Cette pratique permet d'éliminer les effets de changements démographiques brusques ayant un effet sur l'économie et probablement sur la demande de monnaie. En d'autres termes, l'estimation per capita permet d'éliminer du bruit dans la régression.

Une mesure précise de la population est primordiale pour éliminer ce bruit de l'estimation. On ne peut obtenir une telle mesure qu'en effectuant un recensement complet ainsi qu'un suivi minutieux des naissances et de la mortalité. Cet exercice d'arithmétique qui est simple en soit, comporte plusieurs difficultés. Outre les problèmes de définitions et de nature technique, cet exercice exige des moyens financiers et humains considérables. Ainsi, dans près de 30% des PVD, le recensement le plus récent date d'avant 1980¹⁴ et seulement 13% et 21% des pays d'Afrique et d'Asie ont des données complètes à travers le temps sur la mortalité et la mortalité infantile¹⁵. Pour pallier au manque de ressources, les statistiques de la population sont obtenues par projection, et autres techniques d'estimation, des naissances et de la mortalité. Les statistiques ainsi obtenus comportent inévitablement une erreur de mesure dont on ne peut identifier la direction du biais introduit.

¹⁴ Chamie, (1994, p.140)

¹⁵ Chamie, (1994, p.138)

La qualité des statistiques de la population dépendent aussi grandement du climat politique, comme le souligne Chamie¹⁶. En effet, la coopération du public est nécessaire et pour l'obtenir, il faut que la confidentialité des renseignements soit garantie. La population ne coopérera pas si la police ou les militaires ont accès aux renseignements personnels obtenus lors d'un recensement ou accompagnant une déclaration à l'état civil. De plus, un minimum d'indépendance pour le bureau de statistique ou de recensement par rapport au gouvernement doit être respecté afin de conserver l'objectivité scientifique. La mesure de la population peut donc comporter des erreurs de couverture dûes au manque de moyens financiers et au manque de confiance sociale, en plus des erreurs de qualité et de comparabilité liées aux problèmes de définitions et de nature technique.

Toutes les variables nécessaires à l'estimation de la demande de monnaie peuvent être mesurées avec une erreur. Cette possibilité devient une quasi-certitude pour des données portant sur les PVD, comme nous l'avons démontré. D'autres variables pourraient être ajoutées au modèle. Ces ajouts n'élimineraient toutefois pas les problèmes causés par les erreurs de mesure. L'utilisation de mesures supplétives n'est pas, non plus, en soi une solution puisque la mesure supplétive peut elle-même être mal mesurée. Les erreurs de mesure ont de graves conséquences pour l'estimation et les résultats.

¹⁶ Chamie, (1994, p.135)

Conséquences

Les erreurs de mesure comportent deux dangers pour les estimations.

Premièrement, les erreurs de mesure biaisent systématiquement les résultats obtenus par moindres carrés ordinaires (MCO). Ce biais provient de la corrélation qui lie les X_t observés et les erreurs du modèle.

Supposons que \tilde{X}_t est la vraie valeur de la variable explicative et que X_t est la valeur observée pour un modèle de régression simple, on peut écrire:

$$X_t = \tilde{X}_t + v_t \quad (1)$$

où v_t sont les erreurs de mesure. Ces erreurs ne sont pas corrélés entre elles dans le temps. Si le vrai modèle est :

$$Y_t = \alpha + \tilde{X}_t \beta + \mu_t, \quad (2)$$

alors le modèle qui est estimé, étant donné les variables observées, est :

$$Y_t = \alpha + X_t \beta + (\mu_t - v_t \beta) = \alpha + X_t \beta + \eta_t. \quad (3)$$

On voit clairement que $E[X_t \eta_t] = E[(\tilde{X}_t + v_t)(\mu_t - v_t \beta)] \neq 0$. Il y a donc un biais dans les estimations MCO dû à la corrélation existant entre X_t et η_t .

Plus l'échantillon est grand, plus les risques sont grands que le vrai paramètre ne soit pas contenu dans l'intervalle de confiance calculée. Les estimations ne sont donc pas asymptotiquement convergentes. Une seule variable indépendante mesurée avec une erreur est suffisante pour que l'estimation soit biaisée. Dans le cas où la régression ne comporte qu'une seule variable indépendante, l'estimé de son coefficient est biaisé vers zéro. Si son vrai coefficient est zéro, le problème d'erreurs de mesure est donc moins grave.

Par contre, lorsque plus d'une variable explicative est mesurée avec une erreur, il est impossible de déterminer dans quelle direction les coefficients sont biaisés. L'effet et la direction du biais introduit par une variable dépend des erreurs de mesure qui affectent cette variable, de son degré de collinéarité avec les autres variables ainsi que des erreurs de mesure qui affectent ces autres variables. Finalement, lorsque l'erreur de mesure se retrouve seulement dans la variable dépendante, l'estimation n'est pas biaisée. L'erreur de mesure (soit v_t) s'additionne tout simplement au terme d'erreurs de la régression et l'hypothèse $E[\tilde{X}_t(\mu_t - v_t)] = 0$ est respectée. L'estimation est toutefois moins efficace.

Le deuxième danger implique la présence simultanée d'erreurs de mesure et d'autocorrélation. Il y a quatre options dans un tel cas. La première option est d'ignorer les deux problèmes et d'effectuer l'estimation par MCO. Aucune inférence n'est possible puisque les coefficients estimés sont biaisés par les erreurs de mesure et que les erreurs de la régression ne sont pas indépendantes dû à l'autocorrélation. Alternativement, on peut ignorer les erreurs, mais corriger l'autocorrélation. Dagenais (1994) démontre qu'en corrigeant l'autocorrélation, on peut aggraver le biais causé par les erreurs de mesure. Les résultats d'estimation sont encore moins fiables que sous un problème d'autocorrélation non-corrigé, et restent donc inutilisables pour effectuer des tests d'inférence. Les expériences de Monte-Carlo de Dagenais indiquent que de ces deux options imparfaites, la première s'avère la moins problématique alternative.

Une troisième option est de corriger uniquement pour les erreurs de mesure. Dans cette option, le problème d'autocorrélation n'est pas complètement ignoré puisqu'on en tient compte dans le calcul de la matrice de variance-covariance. Finalement, on peut corriger pour les deux problèmes. Dans un premier temps, on effectue une correction Cochrane-Orcutt, ou autre correction similaire, sur une estimation de variables instrumentales. Par la suite, on utilise les variables transformées pour estimer le modèle en réappliquant la méthode de variables instrumentales. De ces deux dernières options, il n'est pas clair laquelle donne des résultats supérieurs.

Nouvelle approche

Nous soupçonnons que les données utilisées pour estimer les demandes de monnaie des PVD comportent des erreurs de mesure. On sait de plus qu'un problème d'autocorrélation afflige généralement l'estimation par MCO des demandes de monnaie. Nous voulons donc tester l'hypothèse que les banques de données pour la demande de monnaie pour les PVD comportent des erreurs de mesure. Par la suite, nous montrons les conséquences de ces erreurs de mesure sur les estimations, les tests et l'inférence pour la demande de monnaie lorsque leur présence est ignorée. Nous nous attendons à avoir un problème d'autocorrélation lors de l'estimation.

Pour vérifier notre hypothèse, nous reprenons le modèle théorique ainsi que l'objectif d'une étude par Arrau, De Gregorio, Reinhart et Wickman (AGRW à partir de maintenant). Cette étude avait pour objectif de démontrer la nécessité d'inclure l'innovation financière à la demande de monnaie afin d'obtenir une estimation juste,

fiable et robuste. Ils modélisent l'innovation financière en ajoutant tout simplement une tendance linéaire à la régression.

Nous allons donc commencer par effectuer le test d'Hausman sur les variables explicatives du modèle. Le test est expliqué en annexe 1. Une fois que la présence d'erreurs de mesure sera vérifiée, nous comparons des résultats d'estimation corrigeant uniquement pour l'autocorrélation, soit la deuxième option, à des résultats uniquement corrigeant pour les erreurs de mesure, soit la troisième option. L'objectif de ARGW nous est utile dans cette dernière étape. En effet, nous déterminons comment les erreurs de mesure affectent les estimations et les résultats de tests t sur la tendance linéaire. Nous expliquons un peu plus bas pourquoi nous choisissons la troisième option plutôt que la dernière.

La méthode contournant les erreurs de mesure, que nous utilisons, est une méthode de variables instrumentales telle que proposée par Giroux (1995). Nous adoptons les mêmes hypothèses sur les erreurs de mesure et la présence simultanée d'erreurs de mesure et d'autocorrélation que celles posées par Giroux.

En général, la méthode de Giroux suppose, premièrement, que les vrais \tilde{X}_t sont autocorrélées à travers le temps et stationnaires. Plus exactement, ces variables suivent un processus AR(1). Cette méthode peut toutefois être généralisée pour un processus ayant un coefficient d'autorégression supérieur à 1. Deuxièmement, on suppose que les erreurs de mesure sont indépendantes dans le temps.

La première hypothèse est très réaliste pour les séries chronologiques. Toutefois, il est difficile d'évaluer la contrainte que la deuxième hypothèse impose. En fait, d'une part, Srinivasan¹⁷ indique clairement que les techniques de mesure et d'estimation varient dans le temps. D'autre part, on se base d'une année à l'autre sur le même recensement ou la même enquête sur la consommation pour choisir des poids et des proportions. Ainsi, certaines pratiques donnant lieu à des erreurs de mesure perdurent pendant plusieurs années et peuvent conséquemment causer une autocorrélation des erreurs de mesure dans les données. La deuxième hypothèse peut donc représenter très bien ou très mal la réalité des données.

La méthode de Giroux utilise X_{t-1} ou X_{t-2} comme instrument pour X_t . L'utilisation de X_{t-1} est indiquée lorsqu'on ne corrige pas pour le problème d'autocorrélation. La matrice de variance-covariance est calculée conséquemment. Lorsque les variables sont, au préalable, transformées par une méthode comme Cochrane-Orcutt, on doit utiliser X_{t-2} comme instrument. Ces deux approches donnent des résultats convergents. Giroux montre que la première approche est plus performante pour un petit échantillon. Etant donné la grosseur de nos échantillons allant de 35 à 256, nous employons la première méthode instrumentant avec X_{t-1} .

Comme mentionné ci-haut, la méthode qu nous utilisons ne corrige pas pour l'autocorrélation, mais en tient compte dans le calcul de la matrice de variance-

¹⁷ Srinivasan, (1994, p.6)

covariance. Si on reprend le modèle tel qu'exprimé par les équations 1 à 3, on sait que les paramètres seront calculés comme suit :

$$b_{vi} = (Z_t' X_t)^{-1} Z_t' y_t \quad (4)$$

où $Z_t = X_{t-1}$. Giroux montre que la covariance asymptotique de cet estimateur est :

$$E_{T \rightarrow \infty} \left[N^{1/2} (b_{vi} - \beta) \right] = \left\{ p \lim \left(\frac{Z_t' X_t}{(T-K)} \right) \right\}^{-1} E_{T \rightarrow \infty} \left\{ \frac{Z_t' \eta_t \eta_t' Z_t}{(T-K)} \right\} \left\{ p \lim \left(\frac{Z_t' X_t}{(T-K)} \right) \right\}^{-1}. \quad (5)$$

Ainsi, on peut estimer $\text{var}(b_{vi})$ par :

$$\hat{\text{var}}(b_{vi}) = (Z_t' X_t)^{-1} Z_t' \eta_t \eta_t' Z_t (X_t' Z_t)^{-1}. \quad (6)$$

La matrice $\eta_t \eta_t'$ est composé de la variance $\sigma^2(\eta)$ sur la diagonale principale et tous les autres éléments sont les covariances, tel que :

$$\frac{\sum_{i=1}^{T-1} \eta_t \eta_{t-i}}{N-i} = \rho^i \sigma_\mu^2. \quad (7)$$

Pour déterminer le ρ , nous calculons toutes les covariances entre η_t et ses valeurs

retardées, soit $\rho_1 = \frac{\rho^1 \sigma_\mu^2}{\rho^{1-1} \sigma_\mu^2}$, et faisons une moyenne pondérée de ces ρ . Si la moyenne

pondérée est supérieure à 1, on la fixe le ρ à 0.9 tandis que si elle est inférieure à -1, le ρ

est fixé à -0.9. Ainsi, la matrice est rempli en multipliant $\rho \sigma^2$ au ρ^{i-1} pour la covariance

entre η_t et η_{t-i} . On obtient donc une estimation de la matrice $\Delta = \eta_t \eta_t'$ et on peut calculer

la matrice de variance-covariance des paramètres estimés en tenant compte de

l'autocorrélation.

Le modèle théorique

AGRW suggèrent que les problèmes de prédiction, d'autocorrélation et d'estimations improbables sont liés à une mauvaise spécification de la demande de monnaie. Ils proposent d'incorporer l'innovation financière aux hypothèses traditionnelles. Ils définissent l'innovation financière comme étant une toute nouvelle façon qui s'offre aux ménages et aux entreprises, d'économiser sur leur balance réelle de monnaie.

Dans ce modèle, les deux types d'agents qui demandent de la monnaie sont les ménages et les entreprises. Leurs demandes agrégées forment la demande pour l'économie. Il n'y a pas de gouvernement. Les agents sont immortels et adoptent un comportement d'optimisation.

Les agents doivent faire face à des coûts de transactions lors de leurs achats de biens de consommation (pour les ménages) et d'investissement (pour les entreprises). Ces coûts sont fonction du montant de monnaie détenu par unité de bien j , soit m/j et fonction des coûts définis par l'état de la technologie en matière de transactions (θ_t). θ_t permet de modéliser l'innovation financière. Ces coûts s'expriment comme :

$$h_t = h\left(\frac{m_t^h}{c_t}, \theta_t\right), \quad \text{pour les ménages} \quad (8a)$$

et

$$g_t = g\left(\frac{m_t^f}{I_t}, \theta_t\right), \quad \text{pour les entreprises.} \quad (8b)$$

Pour chaque unité de consommation (c_t) et d'investissement (I_t), les ménages et les entreprises doivent sacrifier respectivement h unités et g unités de biens. Comme les prix de la consommation et de l'investissement sont unitaires, les ménages et les entreprises dépensent $c_t h$ et $I_t g$ de leurs ressources en coûts de transactions.

Ces fonctions sont décroissantes et convexes en leur premier terme, soit la balance réelle par unité de dépenses. La convexité assure qu'il y a un seul maximum m/j pour les problèmes de maximisation de la firme et du ménage. La propriété de relation décroissante en m/j implique que plus la balance réelle par unité est élevée moins les coûts de transactions sont importants. Cette caractéristique justifie l'existence de la monnaie. Par ailleurs, les coûts de transactions sont croissants par rapport à θ_t . Ainsi lorsque l'état de la technologie en matière de coûts de transactions s'améliore, soit une innovation financière, les coûts de transactions définis par cet état, θ , diminuent et l'ensemble des coûts de transactions sont réduits.

Finalement, AGRW font l'hypothèse de certitude. Les agents prennent leur décision avec de l'information parfaite et complète. Ces décisions sont prises à la fin de chaque période t . Cette dernière hypothèse influence directement la forme de la condition d'optimalité du problème de maximisation.

La demande de monnaie des ménages

L'ensemble des ménages est homogène et peut donc être représenté par un consommateur. Ce consommateur maximise son utilité soit

$$U = \sum_{t=s}^{\infty} \beta^{t-s-1} U(c_t) \quad (9)$$

Puisque le consommateur est immortel, il veut maximiser son utilité pour toutes les périodes de son horizon infini. Le temps est indexé par t . La période à laquelle le consommateur maximise son utilité est représentée par l'indice s , donc le t initial. β représente le taux d'escompte psychologique, autrement dit son impatience par rapport à sa consommation future. La fonction d'utilité dépend uniquement de la consommation et est croissante et concave.

Le consommateur est contraint dans sa maximisation par son budget, soit :

$$b_t^h + m_t^h + c_t + h\left(\frac{m_t^h}{c_t}, \theta_t\right) \times c_t = b_{t-1}(1 + r_{t-1}) + \frac{m_{t-1}^h}{1 + \pi_{t-1}} + y_t, \quad (10)$$

Ses ressources proviennent de ses épargnes b_{t-1} faites à la période antérieure, la balance réelle m_{t-1} de la période antérieure et son revenu y_t . Ce dernier est composé de son salaire (w_t) et de dividendes (d_t). A chaque période, le consommateur doit décider de son niveau de consommation, de sa balance réelle de monnaie et de ses épargnes sous forme d'obligations (b_t). Les épargnes sont faites à un taux d'intérêt nominal i_t . Finalement, π_t est le taux d'inflation de la fin de la période t jusqu'à la fin de la période $t+1$, et r_t représente le taux d'intérêt réel.

Le consommateur est rationnel et s'intéresse donc au lissage intertemporel de sa consommation. La détention de monnaie et les épargnes lui permettent de réallouer ses

ressources disponibles d'une période à l'autre. Il maximise son utilité par rapport à b_t et à m_t simultanément. Le problème de maximisation est :

$$\text{Max } L = \beta^{t-s}U(c_t) + \beta^{t+1-s}U(c_{t+1}) - \lambda_t (\text{équation 10}) - \lambda_{t+1}(\text{équation 11})$$

$$\{b_t, m_t\}$$

où (11) est :

$$b_{t+1}^h + m_{t+1}^h + c_{t+1} + h\left(\frac{m_{t+1}^h}{c_t}, \theta_{t+1}\right) \times c_{t+1} = b_t(1 + r_t) + \frac{m_t^h}{1 + \pi_t} + y_{t+1} \quad (11)$$

Cette maximisation nous donne deux conditions de premier ordre:

$$\frac{\partial L}{\partial b_t} : \quad \frac{\lambda_t}{\lambda_{t+1}} = 1 + r_t \quad (12)$$

$$\frac{\partial L}{\partial m_t} : \quad \frac{\lambda_t}{\lambda_{t+1}} = \frac{1}{(1 + h'(\cdot))(1 + \pi_t)} \quad (13)$$

$$\text{où } h'(\cdot) = \frac{\partial h((m^h/c), \theta)}{\partial (m^h/c)} \quad (14)$$

La première condition (équation 5) indique que toute chose équivalente, la décision d'épargner sera prise sur la base du taux d'intérêt réel, soit $1+r_t$. Pour sa part, la deuxième condition (6) détermine, ceteris paribus, comment le niveau de balance réelle détenue est influencée par le taux d'inflation et le bénéfice marginal, $h'(\cdot)$, de ces unités détenues. Ce bénéfice découle des économies faites sur les coûts de transactions lors d'achats en détenant de la monnaie.

En résolvant pour ces deux conditions, on obtient la condition d'optimalité:

$$h'(\cdot) = \frac{-i_t}{1 + i_t} \quad (15)$$

Cette condition signale que le consommateur va allouer des ressources à m_t plutôt qu'à b_t jusqu'à ce que le bénéfice marginal de la dernière unité soit égal au coût marginal de cette unité. La forme du coût d'opportunité de m_t soit $i_t/(1+i_t)$ découle du fait que l'individu prend ses décisions à la fin de la période t . Le taux d'intérêt nominal i_t est perdu pour chaque unité détenue en monnaie. Toutefois, cette perte se produit réellement à la fin de la période $t+1$, le moment où les intérêts sont versés. D'autre part, $h'(\cdot)$ représente les économies de coûts de transactions à la période t . Le bénéfice se produit à la période t et le coût à la période $t+1$. Pour pouvoir égaliser ce coût et ce bénéfice, le coût i_t est escompté par le facteur $1+i_t$.

Cette condition d'optimalité définit la demande de monnaie du ménage. En choisissant une forme fonctionnelle appropriée des coûts de transactions, nous pouvons dériver la demande de monnaie.

$$\text{Si } h\left(\frac{m^h}{c}, \theta\right) = K\theta + \frac{1}{\alpha} \left[\left(\frac{m^h}{c}\right) \log\left(\frac{m^h}{\theta c}\right) - \left(\frac{m^h}{c}\right) \right] \quad (16)$$

alors, la première dérivée est

$$\frac{\partial h(\cdot)}{\partial (m^h/c)} = \frac{1}{\alpha} \log\left(\frac{m^h}{\theta c}\right) \quad (17)$$

et en la remplaçant dans la condition d'optimalité, on obtient :

$$-\frac{\alpha i_t}{1+i_t} = \log(m_t^h) - \log(\theta_t) - \log(c_t) \quad (18)$$

En réécrivant,

$$\log(m_t^h) = \log(\theta_t) + \log(c_t) - \alpha(i_t/(1+i_t)) \quad (19)$$

et il en résulte une demande de monnaie à la Cagan pour les ménages où α est la semi-élasticité par rapport au taux d'intérêt.

La firme et ses besoins monétaires

Tout comme pour les ménages, la demande de monnaie d'une firme est représentative des besoins monétaires de l'ensemble des firmes. La firme désire maximiser la valeur présente de ses dividendes payées aux ménages, ses actionnaires. Ce problème s'exprime comme suit:

$$V_t = \max \sum_{s=1}^{\infty} R_{t+s-2} d_{t+s-1} \quad (20)$$

V_t est la valeur présente des dividendes, d_t représente les dividendes et R_t le taux d'escompte des dividendes. AGWR font l'hypothèse que les firmes peuvent aussi émettre des obligations offrant la même rentabilité que les dividendes. R_t et d_t sont définis :

$$R_t = \left(\prod_{s=1}^t (1 + r_s) \right)^{-1} \quad (21)$$

et

$$d_t = f(k_t) - w_t - I_t - g\left(\frac{m_t^f}{I_t}, \theta_t\right) I_t - m_t^f + \frac{m_{t-1}^f}{1 + \pi_{t-1}} \quad (22)$$

La production de la firme $f(k_t)$ dépend de son stock de capital k_t et est vendue dans son intégralité. La firme fait face à des coûts en terme de salaires w_t , en achats de biens d'investissement I_t et en coûts de transactions $g(\cdot)I_t$. Comme le capital se déprécie à un taux de δ , les achats I_t permettent de maintenir ou même d'augmenter le stock de capital comme le décrit l'équation 15. Le stock de capital est donc déterminé par:

$$k_t = I_t + (1 - \delta)k_{t-1} \quad (23)$$

Finalement, la firme doit décider à quel niveau elle veut maintenir son stock de monnaie et donc y allouer des ressources, soit $\left\{ m_t^f - \frac{m_{t-1}^f}{(1 + \pi_{t-1})} \right\}$. Les dividendes dans ce

modèle ne correspondent pas aux profits étant donné que la firme a des besoins monétaires. Cette détention permet à la firme de diminuer ses coûts de transactions, comme mentionné auparavant.

La firme veut savoir combien détenir de monnaie. Elle maximise V_t par rapport à m_t en ayant préalablement remplacé R_t , d_t et k_t dans l'équation 20. La condition de première ordre est :

$$\frac{\partial V_t}{\partial m_t} : \quad \frac{g'(\cdot) + 1}{\prod_{s=1}^{t-1} (1+r_s)} = \frac{(1+\pi_t)^{-1}}{\prod_{s=1}^t (1+r_s)} \quad (24)$$

$$\text{où } g'(\cdot) = \frac{\partial g(m_t^f/I_t, \theta_t)}{\partial (m_t^f/I_t)} \quad (25).$$

On peut multiplier les deux côtés par $[\prod_{s=1}^{t-1} (1+r_s)]^{-1}$ et remplacer $[1+\pi_t]^{-1} [1+r_t]^{-1}$ par $[1+i_t]^{-1}$. On obtient ainsi la condition d'optimalité

$$g'(\cdot) = \frac{-i_t}{1+i_t} \quad (26)$$

Cette condition d'optimalité assure que la firme va augmenter son stock de monnaie jusqu'à ce que la dernière unité allouée apporte un bénéfice marginal, en termes de réduction des coûts de transactions égal à son coût marginal. Le coût marginal de détenir une unité de m_t supplémentaire est constitué par les intérêts que la firme pourrait, théoriquement, obtenir en détenant cette unité sous forme d'obligations.

En utilisant cette condition, la demande de monnaie de la firme est dérivée à partir d'une équation définissant les coûts de transactions, comme pour les ménages. En utilisant une forme appropriée, la demande de monnaie de la firme a une forme à la Cagan :

$$\log(m_t^f) = \log(\theta_t) + \log(I_t) - \alpha \left(\frac{i_t}{1+i_t} \right) \quad (27)$$

La demande de monnaie dans l'économie

Etant composée uniquement de ménages et de firmes, la demande de monnaie pour l'économie consiste en l'agrégation des demandes individuelles des agents. Donc,

$$m_t^h + m_t^f = m_t \quad (28)$$

$$c_t + I_t = \text{PIB}_t = Q_t \quad (29)$$

AGWR font l'hypothèse que l'élasticité commune par rapport à la monnaie de c et I est l'unité. Cette hypothèse permet de simplifier l'agrégation de ces deux variables. Par ailleurs, l'état de la technologie financière et le coût d'opportunité de la monnaie affectent également les ménages et les firmes. Ils ne sont donc pas agrégés. En redéfinissant le coût d'opportunité de la monnaie,

$$\hat{i}_t = \frac{-i_t}{1+i_t} \quad (30)$$

la demande de monnaie s'écrit :

$$\log(m_t) = \log(\theta_t) + \log(Q_t) - \alpha \hat{i}_t \quad (31)$$

Le modèle statistique à estimer est conséquemment :

$$\log(m_t) = \eta_t + \beta_1 \hat{i}_t + \beta_2 \log(Q_t) + v_t \quad (32)$$

où $\eta_t = \log(\theta_t)$, Q_t est une variable d'échelle, \hat{i}_t représente le coût d'opportunité et v_t le terme d'erreurs. Les signes des coefficients devraient correspondre à ceux du modèle théorique : une relation négative entre le coût d'opportunité et la monnaie, soit $\beta_1 < 0$, une relation positive entre la variable d'échelle et la monnaie, soit $\beta_2 > 0$, et une relation positive entre les coûts de transactions définis par l'état de la technologie financière et la monnaie, soit $\eta > 0$. Par ailleurs, l'élasticité de la monnaie par rapport au revenu, β_2 devrait être inférieure à l'unité.

Les données et les erreurs de mesure

L'échantillon

Notre échantillon est composé de neuf pays : l'Argentine, le Chili, la Corée, l'Inde, Israël, la Malaisie, le Maroc, le Nigeria et les Etats-Unis. La période ainsi que les séries ont été choisies pour chacun sur la base de la disponibilité de données en premier lieu. Ceci explique pourquoi la période, la variable d'échelle et le coût d'opportunité ne sont pas tous les mêmes pour les pays. AGWR explique que le PIB est une bonne variable supplétive pour la variable d'échelle lorsque les firmes et les ménages ont à leur disposition des outils similaires pour effectuer leurs transactions. De plus, il faut que le gouvernement se comporte comme un ménage pour consommer et comme une firme pour investir. Par contre, lorsque les firmes ont des outils moins coûteux et donc plus efficaces que ceux des ménages, la consommation privée ("conso" dans les tableaux) semble une meilleure variable supplétive. Lorsque ni l'une ni l'autre de ces statistiques était disponible, la production industrielle ("prod" dans les tableaux) a été utilisée comme variable d'échelle. Un taux d'intérêt nominal a été choisi comme mesure supplétive du coût d'opportunité, le taux d'intérêt réel. La source, la période et les statistiques descriptives des séries utilisées pour chacun des pays se trouvent en annexe 2.

Une première estimation

Avant d'effectuer les tests d'Hausman et les premières estimations, les séries ont été transformées pour être conforme aux exigences du modèle. Ainsi la monnaie, le PIB et la consommation privée ont été ramenés en dollars constants en les divisant par l'index

des prix à la consommation (IPC). De plus, ces variables sont divisées par la population semestrielle, à part pour les Etats-Unis. Par ailleurs, un taux d'intérêt nominal non fixé se rapprochant du "deposit rate" n'étant pas disponible pour le Maroc et le Nigeria, le taux d'inflation a été utilisé comme mesure du coût d'opportunité de la monnaie. Le taux d'inflation (inflat dans les tableaux) a été calculé à partir de l'IPC de ces pays.

Finalement, pour les pays ayant un problème d'hyperinflation, soit l'Argentine, le Chili et Israël, le rapport $\hat{i}=i/(1+i)$ est utilisé plutôt que le taux d'intérêt nominal i . Ce rapport permet d'atténuer les fluctuations du taux d'intérêt dû au taux d'inflation galopant. Selon le modèle théorique, ce rapport devrait être utilisé pour tous les pays. AGRW indique, par contre, que le taux d'intérêts nominal donne des résultats supérieurs pour les pays ayant une inflation relativement basse.

La stationarité des séries ainsi transformées, soit en dollars constants et per capita, a été vérifié par un test de Dickey-Fuller. Nous avons trouvé que toutes les séries sont soit $I(0)$ ou $I(1)$. Les résultats pour chacune des séries se trouvent à l'annexe 3. Par la suite, nous avons fait les premières estimations, en niveau, de notre modèle avec les moindres carrés ordinaires. Le modèle a été estimé tel que décrit plus haut à l'exception près que η_t , une constante pour chacune des périodes, a été remplacé par une constante fixe, soit c . L'estimation d'une constante par période fait perdre tous les degrés de liberté et n'est donc pas acceptable. Cette constante représente par contre, dans le modèle théorique, l'innovation financière. Pour inclure l'innovation financière, la méthode de AGWR a été retenue, soit inclure une tendance linéaire T . Le modèle empirique est :

$$\log(m_t) = c + \eta T + \beta_1 \hat{i}_t + \beta_2 \log(Q_t) + v_t \quad (32)$$

Dans le tableau 1, les résultats pour les moindres carrés sans l'inclusion de l'innovation financière, ainsi que ceux l'incluant sont donnés. Pour chacune des régressions, des tests pour l'inclusion de variables dichotomiques semestrielles ont été effectués. En se basant sur ces tests, des variables dichotomiques ont été incluses pour toutes les régressions à l'exception de la Corée avec la consommation privée pour variable d'échelle et les régressions pour les Etats-Unis. Dans les tableaux, la mention "pas dich" permet de repérer ces trois régressions sans variable dichotomique.

Pour la Corée et Israël, la variable d'échelle utilisée dans la régression est indiquée entre parenthèses. Pour différencier ces régressions, nous utilisons la convention suivante: le nom du pays suivi de la variable d'échelle utilisée entre parenthèses, par exemple Corée(Conso). Cette même convention est utilisée pour les Etats-Unis pour différencier entre l'utilisation du "commercial paper rate" (R1) et du "yield on corporate bond rate" (R2) comme coût d'opportunité.

Tableau 1 : Les estimations MCO

Pays	C	temps	Coût d'opportunité			variable d'échelle			D.W.	R2aj
			i	i/(1+i)	inflat	PIB	Conso	Prod		
Argentine	-23.88 (0.00) ¹⁸			-0.80 (0.000)		3.84 (0.000)			0.74	0.81
	-8.89 (0.008)	-0.01 (0.000)		-0.58 (0.001)		1.56 (0.002)			0.74	0.89
Chili	-3.13 (0.086)			0.16 (0.554)		0.75 (0.000)			0.87	0.42
	-10.36 (0.000)	-0.01 (0.000)		-0.36 (0.124)		1.38 (0.000)			1.09	0.64

¹⁸ La valeur entre parenthèses est toujours la ρ -value, soit la probabilité de rejeter l'hypothèse nulle lorsque cette dernière est vraie.

Suite du tableau 1:

Corée (PIB)	0.78 (0.061)		-0.10 (0.798)	0.79 (0.000)	0.98	0.87
	2.44 (0.115)	0.005 (0.263)	0.19 (0.687)	0.58 (0.003)	0.78	0.87
Corée (Conso)	-0.13 (0.778)		-0.63 (0.093)	0.97 (0.000)	0.57	0.88
	-1.46 (0.587)	-0.003 (0.615)	-0.92 (0.182)	1.15 (0.002)	0.62	0.88
Inde	0.04 (0.905)		-1.97 (0.032)	1.04 (0.000)	1.21	0.62
	4.55 (0.012)	0.02 (0.011)	-1.82 (0.041)	-0.30 (0.571)	1.23	0.65
Israel (PIB)	-8.51 (0.000)		-1.14 (0.000)	2.78 (0.000)	0.99	0.95
	-7.13 (0.000)	0.004 (0.285)	-1.07 (0.000)	2.41 (0.000)	0.90	0.95
Israël (Conso : pas dich) ¹⁹	-7.85 (0.000)		-0.64 (0.000)	2.96 (0.000)	1.61	0.93
	-5.28 (0.000)	0.01 (0.001)	-0.56 (0.000)	2.17 (0.000)	1.71	0.95
Malaisie	0.12 (0.091)		0.49 (0.35)	0.48 (0.000)	0.25	0.81
	-0.10 (0.731)	-0.0015 (0.424)	0.45 (0.056)	0.62 (0.001)	0.31	0.80
Maroc	1.02 (0.000)		0.46 (0.010)	0.49 (0.000)	0.56	0.77
	-0.45 (0.286)	-0.004 (0.000)	0.27 (0.108)	0.89 (0.000)	1.22	0.81
Nigeria	0.97 (0.000)		-0.14 (0.155)	0.37 (0.000)	0.08	0.10
	-0.28 (0.403)	-0.01 (0.000)	-0.05 (0.627)	1.19 (0.000)	0.18	0.26
Etats-Unis (R1 : pas dich)	-1.35 (0.000)		-8.56 (0.000)	1.03 ²⁰ (0.000)	0.21	0.94
	0.30 (0.448)	0.003 (0.000)	-8.25 (0.000)	0.71 (0.000)	0.20	0.94
Etats-Unis (R2 : pas dich)	-0.70 (0.000)		-7.78 (0.000)	0.95 (0.000)	0.09	0.91
	4.11 (0.000)	0.01 (0.000)	-8.32 (0.000)	0.02 (0.817)	0.10	0.94

¹⁹ "pas dich" signifie que la demande de monnaie n'exige pas de variables dichotomiques saisonnières.

²⁰ Pour les Etats-Unis, le PNB est utilisé plutôt que le PIB.

Dans ce tableau, la statistique Durbin-Watson ainsi que le R2 ajusté sont donnés dans les colonnes D.W. et R2aj. La première constatation est qu'il y a un problème d'autocorrélation plus ou moins prononcé pour tous les pays, que ce soit la régression avec ou sans l'innovation financière. Une correction AR(1) s'avère suffisante pour corriger le problème pour tous les pays, à l'exception des Etats-Unis et Israël(PIB). Ces demandes de monnaie suivent un processus AR(2). La méthode de correction favorisée dans les deux cas est celle de Cochrane-Orcutt plutôt que celle de Prais-Winstein, malgré que cette dernière soit plus robuste en petits échantillons. Nous reviendrons sur les raisons qui ont motivées ce choix lorsque le test d'Hausman sera discuté.

Comme expliqué plus haut, une correction pour l'autocorrélation peut s'avérer une mauvaise idée puisqu'elle peut introduire un biais encore plus grand dû aux erreurs de mesure. Ainsi, avant de pouvoir faire des tests t pour l'innovation financière, on doit s'assurer qu'il n'y a pas d'erreurs de mesure.

Les résultats des tests d'Hausman

Le test d'Hausman permet de tester la présence d'erreurs de mesure dans les variables. Ce test est expliqué en détails en annexe 1. En gros, le test d'Hausman exige qu'on choisisse un ou des instruments pour toutes les variables explicatives qui sont soupçonnées de comporter des erreurs de mesure.

15 AVR. 1996

Le test a été effectué une première fois avec X_{t-1} et une deuxième fois avec X_{t-2} , pour les variables d'échelle et le coût d'opportunité, corrigées pour l'autocorrélation. Malgré l'avertissement de Dagenais (1995), on ne peut pas effectuer le test sans corriger pour l'autocorrélation. L'autocorrélation biaise les résultats du test. Par ailleurs, étant donné que le test est effectué sous l'hypothèse nulle qu'il n'y a pas d'erreurs de mesure, on s'attend que la correction pour l'autocorrélation donne des résultats non-biaisés et efficaces.

La présence d'autocorrélation pose un deuxième problème. Selon Hausman (1978), le test exige que l'on choisisse des instruments pour chacune des variables soupçonnées de comporter des erreurs de mesure, et par la suite, on utilise, logiquement, ces instruments pour l'estimation contournant les erreurs détectées. Selon les hypothèses posées concernant les erreurs de mesure, on doit utiliser X_{t-2} transformé puisqu'on corrige pour l'autocorrélation. Par contre, la méthode d'estimation que nous voulons utiliser instrumentale avec X_{t-1} transformé (pour alléger le langage, nous laisserons tomber le "transformé" pour le reste de la section). Donc, selon la logique d'Hausman, les tests devraient être faits avec X_{t-1} comme instrument. Cette contradiction est sans conséquence lorsqu'on ne peut pas rejeter l'hypothèse nulle. Le dilemme est toutefois grand lorsqu'on conclut qu'il y a des erreurs de mesure dans les données. Cette contradiction nous a donc amenée à effectuer les tests une fois avec X_{t-1} et une deuxième fois avec X_{t-2} . Ces deux séries de tests nous permettent de constater la puissance du test vis-à-vis du choix des instruments.

Pour corriger l'autocorrélation, nous avons préféré la méthode Cochrane-Orcutt à la méthode Prais-Winstein. La différence entre ces deux méthodes se situe dans le traitement que l'on fait de la première observation de l'échantillon. Dans Prais-Winstein, la première observation est conservée en la transformant différemment que les suivantes, alors que dans Cochrane-Orcutt, on la perd tout simplement. Le choix de la méthode de Cochrane-Orcutt est justifié, dans le cas présent, étant donné qu'en instrumentant avec X_{t-1} ou X_{t-2} , on doit obligatoirement laisser tomber la première observation.

Des tests individuels (testant une variable explicative à la fois) ainsi que des tests conjoints (testant la variable d'échelle et le coût d'opportunité en même temps) ont été faits sur l'équation (26), pour chacun des pays. La variable temps a toutefois été exclue. Le test d'Hausman doit être effectué sur un modèle bien spécifié, libre de variable inutile. Le modèle sans la variable temps a déjà fait ses preuves, autant d'un point de vue théorique qu'empirique. Nous supposons donc pour les tests d'Hausman, que le modèle bien spécifié est celui sans le temps. Par la suite, nous pourrions ainsi vérifier la pertinence du temps dans la demande de monnaie.

Les résultats des tests avec X_{t-1} et avec X_{t-2} sont donnés respectivement dans les tableaux 2a et 2b. Chaque ligne donne le résultat d'un test. Les instruments utilisés sont énumérés, ainsi que la statistique du test (t-stat), la probabilité d'accepter ou de refuser (p-value), la statistique Durbin-Watson pour b_{iv} (D.W.), la conclusion du test (colonne "conclue" H_0 ou H_1 et parallèlement s'il y a des "erreurs" oui ou non) et si la conclusion est la même que celle pour le test correspondant en absence de variables

dichotomiques saisonnières (pour les pays où de telles variables étaient nécessaires : colonne “test 2”). Pour les pays où les variables dichotomiques ne sont pas requises, les résultats correspondent au test sans les variables saisonnières et le “test 2” donne les résultats avec les variables dichotomiques.

L’abréviation “nc” signifie non-concluant. Le test est non-concluant lorsque l’estimation de b_{iv} comporte un problème d’autocorrélation. Il n’est pas possible d’effectuer une correction supplémentaire, soit utiliser un processus AR(2) plutôt que AR(1), puisque cela implique de perdre une observation supplémentaire. Ainsi l’estimation de b_{mco} aurait n observations alors que celle de b_{iv} n’aurait que $n-1$ observations rendant impossible le calcul de la statistique W du test (voir l’annexe 1 pour le calcul de cette statistique). Dans les cas où le test est non-concluant, la statistique Durbin-Watson est donnée pour la version du test sans variable dichotomique ainsi que la conclusion du test, dans la colonne “test 2”. Finalement, toujours pour la colonne “test 2”, un X signifie que la conclusion est la même pour les tests avec et sans variables saisonnières, utilisant les mêmes instruments.

Tableau 2a : Test d'Hausman avec X_{t-1} pour instrument

Pays	Instruments	Stat Chi	p-value	D.W.	Conclue	Erreurs	test 2	
Argentine	PIB, \hat{i}	0.8368	0.99105	1.82908	H_0	non	X	
	PIB			1.63930		nc	1.832328: non	
	\hat{i}			1.76001		nc	1.7427: nc	
Chili	PIB, \hat{i}	1.597601	0.80922	1.92319	H_0	non	X	
	PIB	1.5944	0.80979	2.0431	H_0	non	contraire	
	\hat{i}	0.807977	0.36872	1.93402	H_0	non	X	
Corée (conso)	Conso, I	0.368680	0.54372	2.33607	H_0	non	X	
	Conso	1.463979	0.2263	2.34086	H_0	non	X	
	I	0.150424	0.69813	2.33484	H_0	non	contraire	
	(PIB)	PIB, I	205.7705	0.0000	2.31252	H_1	oui	X
	PIB	447.8019	0.0000	2.32512	H_1	oui	X	
	I	550.5624	0.0000	2.30875	H_1	oui	X	
Inde	Prod, I	14.86718	0.00498	2.14249	H_1	oui	contraire	
	Prod	8.263065	0.0824	2.23755		non	contraire	
	I	1391.315	0.0000	2.13491	H_1	oui	contraire	
Israël (conso) pas dich ²¹	Conso, \hat{i}	10.67041	0.0000	1.99677	H_1	oui	X	
	Conso	17.04978	0.0000	2.00003	H_1	oui	X	
	\hat{i}	1.415279	0.49281	1.79682	H_0	non	contraire	
	(PIB)	PIB, \hat{i}	1.867452	0.86716	2.25249	H_0	non	X
	PIB	1.299079	0.97171	2.25567	H_0	non	X	
	\hat{i}	1.248819	0.9744	1.87872	H_0	non	X	
Malaisie	Prod, I			1.70703		nc	1.82960: oui	
	Prod	2648.783	0.0000	1.83421	H_1	oui	X	
	I			1.71974		nc	1.85517: oui	
Maroc	Prod, inflat	67.93312	0.0000	2.03376	H_1	oui	X	
	Prod	52.91093	0.0000	2.12756	H_1	oui	X	
	inflat	53.43897	0.0000	1.86214	H_1	oui	X	
Nigeria	Prod, inflat	8.21E-01	0.9999	2.18781	H_0	non	X	
	Prod	1.25E-00	0.99996	2.16391	H_0	non	X	
	inflat	0.774162	0.97865	1.91647	H_0	non	X	
Etats-Unis (R1) pas dich	PNB, R1	0.415080	0.81258	2.14248	H_0	non	X	
	PNB	9.80E-03	0.95218	2.0962	H_0	non	X	
	R1	4.23E-00	0.80958	2.15482	H_0	non	X	
(R2) pas dich	PNB, R2	6.31E-01	0.96896	2.02704	H_0	non	X	
	PNB	9.80E-01	0.95218	2.0962	H_0	non	X	
	R2	5.55E-01	0.97264	2.01933	H_0	non	X	

Les résultats des tests instrumentant avec X_{t-1} divisent l'échantillon en deux sous-groupes : ceux avec des erreurs de mesure dans les variables indépendantes et ceux

²¹ "pas dich" signifie que la demande de monnaie n'exige pas de variables dichotomiques, et par conséquent, les résultats de test donnés sont ceux pour le test sans variables dichotomiques et test 2 correspond au test avec les variables saisonnières incluses.

exempts d'erreurs. Six demandes de monnaie font partie du dernier groupe, soit celles du Chili, de la Corée(conso), Israël(PIB), le Nigeria, les Etats-Unis(I1) et les Etats-Unis(I2).

Dans l'autre groupe, on retrouve la Corée(PIB) et le Maroc dont les résultats indiquent la présence d'erreurs autant dans la variable d'échelle que dans le coût d'opportunité. Des erreurs ont aussi détectées dans le coût d'opportunité pour l'Inde et dans la variable d'échelle pour Israël(conso). Dans ces deux pays, la conclusion du test individuel de la variable est appuyée par la conclusion du test conjoint.

Les résultats pour l'Argentine et la Malaisie présentent, par contre, des difficultés. La première difficulté provient du fait que deux des trois tests de chacun sont non-concluants. On doit donc se baser sur le résultat d'un seul test pour conclure. Pour l'Argentine, le test conjoint conclut à l'absence d'erreurs de mesure. Cette conclusion est toutefois appuyée par le test individuel sans variable dichotomique pour le PIB. Les résultats pour la Malaisie, soit le test individuel pour la production et deux tests sans variable saisonnière, indiquent des erreurs. Par contre, autant pour le test conjoint pour l'Argentine que pour le test sur la production pour la Malaisie, l'unique résultat obtenu semble incontestable. La statistique de chacun de ces tests est respectivement bien en-dessous et bien au-dessus de la statistique Chi critique, comme en témoigne les p-value 0.99105 et 0.0000.

Les test individuels sur le coût d'opportunité pour la Corée permettent de remarquer que le test peut être influencé par les variables explicatives non-testées. En

effet, pour la Corée, quoique le taux d'intérêts soit le même pour la Corée(Conso) et la Corée(PIB), les conclusions des tests portant uniquement sur I sont contradictoires. Ce n'est pas toutefois le cas pour Israël où les deux tests individuels pour \hat{i} arrivent à la conclusion que \hat{i} est exempt d'erreur de mesure. Ainsi, les contradictions dans les conclusions pour I du côté de la Corée sont probablement dues à des "liens" entre I et le PIB, si on se fie à la conclusion des tests pour la Corée(Conso).

Tableau 2b : Tests d'Hausman avec X_{t-2} pour instrument

Pays	Instruments	stat Chi	p-value	D.W.	Conclue	Erreurs	test 2
Argentine	PIB, \hat{i}			1.6749		nc	1.90597: non
	PIB			1.65455		nc	1.79361: oui
	\hat{i}	1.246354	0.94035	1.79178	H_0	non	X
Chili	PIB, \hat{i}	3.508011	0.62218	1.92062	H_0	non	X
	PIB	1.463535	0.83308	2.0426	H_0	non	Contraire
	\hat{i}	3.072348	0.3806	1.93709	H_0	non	X
Corée (conso)	Conso, I	0.354822	0.5514	2.30701	H_0	non	X
	Conso	0.909762	0.34018	2.34126	H_0	non	X
	I	0.264858	0.6068	2.31071	H_0	non	X
Corée (PIB)	PIB, I	257.8769	0.0000	2.27285	H_1	oui	X
	PIB	1140.965	0.0000	2.30548	H_1	oui	X
	I	331.8157	0.0000	2.27503	H_1	oui	X
Inde	Prod, I	43.78198	0.0000	2.18172	H_1	oui	X
	Prod	9.503335	0.4968	2.23748	H_1	oui	X
	I	20.51253	0.0000	2.18737	H_1	oui	X
Israël (conso) pas dich	Conso, \hat{i}	30.20047	0.0000	1.96672	H_1	oui	X
	Conso	12.09754	0.0000	1.98048	H_1	oui	X
	\hat{i}			1.63606		nc	nc
Israël (PIB)	PIB, \hat{i}	1.373341	0.92721	2.22072	H_0	non	X
	PIB	1.00296	0.9855	2.24706	H_0	non	X
	\hat{i}			1.70899		nc	nc
Malaisie	Prod, I	9.448989	0.09244	2.13012	H_0	non	contraire
	Prod	207.1753	0.0000	1.82467	H_1	oui	X
	I	23.36957	0.0000	2.09196	H_1	oui	contraire ²²
Maroc	Prod, inflat	5.436296	0.36498	2.1825	H_0	non	X
	Prod	53.09243	0.0000	2.107	H_1	oui	X
	inflat	3.917573	0.56134	2.19612	H_0	non	X
Nigeria	Prod, inflat	0.883446	0.98965	2.01864	H_0	non	X
	Prod	5.51E-01	*****	2.15455	H_0	non	X
	inflat	1.680419	0.94662	1.9717	H_0	non	contraire

²² Le calcul par itération du coefficient de correction ρ de l'autocorrélation, selon $e_t = \rho e_{t-1} + \epsilon_t$, ne converge pas même après 500 itérations. Le résultat du test est donc conditionnel à ce $500^{\text{ème}}$ ρ calculé, et doit être considéré avec prudence.

Suite du tableau 2b:

Etats-Unis R1 pas dich	PNB, R1	0.279112	0.86974	2.2741	H_0	non	X
	PNB	0.106736	0.94835	2.19123	H_0	non	X
R2 pas dich	R1	6.18E-01	0.9696	2.25507	H_0	non	X
	PNB, R2	4.20E-01	0.9792	2.12263	H_0	non	X
	PNB	0.122016	0.94082	2.0982	H_0	non	X
	R2	3.02E-01	0.98501	2.17841	H_0	non	X

Pour les tests utilisant X_{t-2} , l'échantillon est encore plus ou moins partagé en deux en termes des conclusions. On constate que le Chili, la Corée(Conso), Israël(PIB), le Nigeria et les Etats-Unis(I1 et I2) sont tous exempts d'erreurs, que ce soit sur le coût d'opportunité ou sur la variable d'échelle ou les deux à la fois.

A l'opposé, pour la Corée(PIB) et l'Inde, on retrouve des erreurs sur les deux variables. Cette conclusion est confirmée par les tests individuels et le test conjoint de ces pays. Les tests pour Israël(Conso), pour leur part, concluent que des erreurs sont présentes dans la variable d'échelle. Il n'est pas possible de conclure pour le test sur le coût d'opportunité. D'autre part, la Malaisie et le Maroc expérimentent aussi des erreurs de mesure, mais leurs conclusions apparaissent contradictoires. En effet, pour la Malaisie, le test conjoint nous fait conclure qu'il n'y a pas d'erreurs alors que les deux tests individuels en indiquent la présence sans aucun doute possible. Le Maroc offre le problème similaire sauf que seule la variable d'échelle, la production, comporterait des erreurs de mesure. Ces résultats inconciliables entre eux n'ont pas aucune explication théorique possible.

L'Argentine pose toujours le même problème. Un seul test sur trois est concluant, soit pas d'erreur dans le coût d'opportunité. Le "test 2" conclue de même, ainsi que le

test conjoint. Seul le test individuel pour le PIB (toujours dans “test 2”), indique des erreurs. Finalement, les tests individuels pour I pour la Corée se contredisent tout comme ils le faisaient pour les tests X_{t-1} , alors que pour le coût d’opportunité israélien, ils sont non-concluants.

Tableau 3 : Tableau résumé des tests d’Hausman

Pays	Instruments	Tests X_{t-1}			Tests X_{t-2}		
		Dich	Sans	Erreurs	Dich	Sans	Erreurs
Argentine	PIB, \hat{i}	non	non	Non	nc	non	Non
	PIB	nc	non		nc	oui	
	\hat{i}	nc	nc		non	non	
Chili	PIB, \hat{i}	non	non	Non	non	non	Non
	PIB	non	oui		non	oui	
	\hat{i}	non	non		non	non	
Corée (conso)	Conso, I	non	non	Non	non	non	Non
	Conso	non	non		non	non	
	I	non	oui		non	non	
(PIB)	PIB, I	oui	oui	Oui PIB,I	oui	oui	Oui PIB,I
	PIB	oui	oui		oui	oui	
	I	oui	oui		oui	oui	
Inde	Prod, I	oui	non	Oui I	oui	oui	Oui Prod,I
	Prod	non	oui		oui	oui	
	I	oui	non		oui	oui	
Israël (conso) pas dich	Conso, \hat{i}	oui	oui	Oui Conso	oui	oui	Oui Conso
	Conso	oui	oui		oui	oui	
	\hat{i}	oui	non		nc	nc	
(PIB)	PIB, \hat{i}	non	non	Non	non	non	Non
	PIB	non	non		non	non	
	\hat{i}	non	non		nc	nc	
Malaisie	Prod, I	nc	oui	Oui Prod,I	non	oui	Oui Prod,I
	Prod	oui	oui		oui	oui	
	I	nc	oui		oui	oui	
Maroc	Prod, inflat	oui	oui	Oui Prod,inflat	non	non	Oui Prod
	Prod	oui	oui		oui	oui	
	inflat	oui	oui		non	non	
Nigeria	Prod, inflat	non	non	Non	non	non	Non
	Prod	non	non		non	non	
	inflat	non	non		non	oui	
Etats-Unis R1 pas dich	GNP, R1	non	non	Non	non	non	Non
	GNP	non	non		non	non	
	R1	non	non		non	non	
R2 pas dich	GNP, R2	non	non	Non	non	non	Non
	GNP	non	non		non	non	
	R2	non	non		non	non	

Le tableau 3 résume les conclusions de l'ensemble des tests d'Hausman effectués. "Dich" et "Sans" indiquent tout simplement si la régression testée comprenait ou non des variables dichotomiques. Un oui dans ces colonnes signifie que le test concluait à la présence d'erreurs de mesure. Par ailleurs, les colonnes "Erreurs" de chacun des tests indiquent la conclusion finale que l'on tire sur la base des trois tests originaux, soient les tests incluant les variables dichotomiques pour les régressions en nécessitant et vice versa pour les Etats-Unis et Israël(Conso).

En général, les tests avec X_{t-1} et X_{t-2} arrivent à la même conclusion finale sur la présence ou absence d'erreurs (colonne "Erreurs"). Cette constatation est quelque peu étonnante étant donné la présence d'autocorrélation. Pour bien corriger pour l'autocorrélation et effectuer le test, la théorie indique clairement qu'il faut utiliser X_{t-2} . Le test devrait être donc sensible au choix entre X_{t-1} et X_{t-2} . On pourrait s'attendre à ce qu'il y est plus de tests non-concluants lorsque X_{t-1} est utilisé plutôt que X_{t-2} . Le nombre de tests non-concluants est, pourtant, sensiblement le même pour les deux instruments, soit cinq et quatre respectivement. On peut donc conclure que le test est particulièrement robuste, même en présence d'autocorrélation.

Il y a deux cas où les deux tests n'indiquent pas les mêmes sources d'erreurs. En effet, pour l'Inde, le test X_{t-1} attribue la source des erreurs uniquement au coût d'opportunité I alors que le test X_{t-2} les attribue conjointement à I et la production industrielle. Les tests pour le Maroc ont aussi des conclusions légèrement différentes. Il

faut, par ailleurs, souligner que la conclusion du test X_{t-1} pour la Malaisie a été tirée à partir de l'ensemble des tests, soit les tests sans et avec variables dichotomiques.

Normalement, la conclusion finale aurait dû être basée uniquement sur les tests incluant les variables dichotomiques, mais deux de ces tests sont non-concluants. Les conclusions des tests sans variables dichotomiques ont donc été utilisées comme information supplémentaire pour tirer la conclusion finale.

Ce tableau permet de remarquer que la présence des variables dichotomiques dans les tests semblent peu affecter les résultats. En effet, sur 72 tests, huit tests seulement avaient leur conclusion renversée pas l'exclusion ou l'inclusion, selon le cas, de ces variables. De plus, de ces huit tests, trois sont des tests instrumentant avec X_{t-1} pour l'Inde et deux autres proviennent des tests X_{t-1} et X_{t-2} individuels sur le PIB pour le Chili. On peut donc croire que les contradictions sont provoquées par un problème indépendant du test d'Hausman lui-même. Les tests sans variables dichotomiques peuvent donc être utilisés comme confirmation du test original. Ces tests sans variables dichotomiques ne peuvent toutefois pas supplanter les tests originaux avec les variables dichotomiques et vice versa.

Pour ce qui est du choix de l'instrument, seulement trois tests, soient l'Inde testant individuellement la production (Inde(Prod)), le Maroc(Prod et Inflat) et le Maroc(Inflat) obtiennent des conclusions contraires en utilisant X_{t-1} plutôt que X_{t-2} pour les tests originaux. De plus, le nombre de tests non-concluants est sensiblement le même pour les tests utilisant X_{t-1} et ceux utilisant X_{t-2} . La conclusion des tests semble donc

raisonnablement insensible à l'instrument utilisé et donc robuste au choix de l'instrument. Il faut toutefois rappeler que dans le cas présent, les deux instruments sont très près l'un de l'autre. Ainsi, il serait nécessaire de faire des vérifications supplémentaires sur la robustesse du test au choix de l'instrument.

Autre fait à souligner, les conclusions sont rarement ambiguës (se référant aux tableaux 2a et 2b). Les statistiques des tests sont toujours soit bien au-dessus ou soit bien en-dessous, selon le cas, de la statistique critique. Seul le test X_{t-1} pour l'Inde sur la production a une statistique très près de la valeur critique, donnant ainsi lieu à une p-value très proche du point de rejet de H_0 , soit 5% ou 0.05.

Un autre ensemble de tests d'Hausman a été fait. Pour les deux pays ayant la consommation privée et le PIB de disponible, la première variable a été instrumentée avec la seconde, et vice versa. Ainsi pour un test conjoint PIB-coût d'opportunité, le test utilise la consommation privée et le coût d'opportunité retardé. Les résultats pour ces tests sont donnés dans le tableau 3. Dans la première colonne "Q=..." indique quelle est la variable d'échelle de la demande de monnaie qu'on teste. La colonne "Instrument" énumère les instruments utilisés pour le test. Ainsi, "Q=Conso" avec "instruments : PIB(-2)" exprime que la demande de monnaie ayant la consommation privée pour variable d'échelle est testé en utilisant le PIB au temps t-2 comme instrument. Ici aussi, les tests ont été effectués sans variables dichotomiques. Ces résultats se retrouvent dans la colonne "test 2" et les mêmes conventions que précédemment sont utilisées.

Dans la colonne “original”, on compare les résultats du test avec ceux du test correspondant utilisant la variable d’échelle retardée comme instrument pour elle-même. “Même” signifie tout simplement que la conclusion est la même pour les deux tests comparés.

Tableau 4 : Tests d’Hausman pour les variables d’échelle de la Corée et Israël

Pays	Instruments	stat Chi	p-value	D.W.	Conclue	Erreurs	test 2	Original
Corée Q=conso	GPD(-2), I(-2)	0.211383	0.64568	2.31944	H ₀	non	X	même
	GDP(-1), I(-1)	526.8256	0	2.32033	H ₁	oui	contraire	
	GDP(-2)	0.572676	0.4492	2.32735	H ₀	non	X	même
	GDP(-1)	0.975780	0.32324	2.31818	H ₀	non	contraire	même
	GDP	0.220733	0.63848	2.24501	H ₀	non	contraire	même
Corée Q=GDP	Conso(-2), I(-2)	1724.392	0.0000	2.27547	H ₁	oui	X	même
	Conso(-1), I(-1)	284.2564	0.0000	2.30341	H ₁	oui	X	même
	Conso(-2)	601.7072	0.0000	2.30715	H ₁	oui	X	même
	Conso(-1)	417.3419	0.0000	2.32785	H ₁	oui	X	même
	Conso	609.8465	0.0000	2.07171	H ₁	oui	X	même
Israël Q=conso pas dich	GDP(-2), \hat{i} (-2)	14.97561	0.0000	1.98964	H ₁	oui	X	même
	GDP(-1), \hat{i} (-1)	23.52745	0.0000	1.99452	H ₁	oui	X	même
	GDP(-2)	16.86891	0.0000	1.99637	H ₁	oui	X	même
	GDP(-1)	26.07997	0.0000	1.99675	H ₁	oui	X	même
	GDP	31.68062	0.0000	1.98401	H ₁	oui	X	même
Israël Q=GDP	Conso(-2), \hat{i} (-2)	42.16076	0.0000	2.19562	H ₁	oui	contraire	
	Conso(-1), \hat{i} (-1)	1.898856	0.8630	2.23265	H ₀	non	X	même
	Conso(-2)	1.453544	0.96252	2.24996	H ₀	non	X	même
	Conso(-1)	1.68374	0.89094	2.21346	H ₀	non	X	même
	Conso	1.888375	0.86436	2.11423	H ₀	non	X	même

On constate que tous les tests, à l’exception de deux sur les vingt, concluent comme le test “original”. Ce résultat est particulièrement intéressant étant donné que les tests pour la consommation et le PIB dans chacun des pays mènent à des conclusions opposées. Par ailleurs, l’exclusion des variables dichotomiques pose un problème, tout particulièrement pour la Corée(Conso). Ainsi, la régression testée doit correspondre à la régression telle qu’elle sera estimée par la suite.

La prochaine étape consiste à estimer la demande de monnaie pour les pays où des erreurs de mesure ont été détectées avec la méthode de variables instrumentales. L'innovation financière sera incluse et des tests t seront effectués pour s'assurer de la pertinence de cette dernière dans la demande de monnaie.

L'effet des erreurs de mesure

La demande de monnaie et l'innovation financière :

Comme mentionné plus haut, AGWR suggèrent d'introduire l'innovation financière sous forme d'une tendance linéaire. Cette variable serait, selon eux, la cause des problèmes affectant la demande de monnaie. Notre but n'est pas de soutenir ou de réfuter cette thèse. Toutefois, nous testerons l'inclusion de cette variable pour montrer l'effet des erreurs de mesure sur les estimations, les tests et donc les conclusions lorsque ces dernières sont ignorées.

Pour ce faire, nous reprenons les cinq demandes de monnaie pour lesquelles des erreurs de mesure ont été détectées et nous les réestimons avec une tendance linéaire (T), soit l'équation 32 :

$$\log(m_t) = c + \eta T_t + \beta_1 \log(Q_t) + \beta_2 \hat{v}_t + v_t.$$

Les demandes sont estimées une première fois par la méthode des moindres carrés généralisés (MCG) avec une correction Cochrane-Orcutt pour l'autocorrélation. Les erreurs de mesure sont complètement ignorées. La deuxième estimation est faite selon la troisième option telle qu'expliquée plus haut. Cette méthode de variables instrumentales utilise X_{t-1} comme instrument et la matrice de variance-covariance est calculée en tenant compte de l'autocorrélation.

Etant donné l'option choisie, il apparaît normal de nous baser sur les conclusions du test d'Hausman utilisant X_{t-1} (transformé) comme instrument. Comme exposé plus haut, la théorie indique que les tests doivent être effectués avec X_{t-2} transformé afin de

contourner complètement le problème d'autocorrélation. Pour trois des demandes, les résultats des tests avec X_{t-1} et ceux avec X_{t-2} sont les mêmes. Il n'est donc pas nécessaire de choisir entre les résultats des tests X_{t-1} et ceux X_{t-2} . Pour l'Inde et le Maroc, toutefois, le dilemme se pose. Nous choisissons d'utiliser les conclusions des tests X_{t-2} pour décider quelle(s) variable(s) instrumenter, comme la théorie l'exige.

Le tableau 5 présente les résultats de ces estimations par pays. La première colonne "pays" énumère le pays auquel appartiennent les résultats, ainsi que le nombre de degré de liberté (df). De plus, les valeurs critiques pour le test t bilatéral portant sur la non-nullité des paramètres sont données en-dessous des degrés de liberté. La colonne "estimation" indique la méthode d'estimation utilisée et le R^2 ajusté. La statistique Durbin-Watson est aussi donnée pour les régressions où les variables ont été transformées par une correction pour l'autocorrélation. "MCG" correspond aux estimations corrigeant uniquement l'autocorrélation tandis que VI(-1) indique la méthode VI avec X_{t-1} comme instrument. Les variables instrumentées, donc les variables comportant des erreurs de mesure, sont énumérées à la suite de VI(-1). Pour chacune des estimations, les coefficients estimés, les écarts-types et la statistique t correspondant au test de nullité sont données. Les écarts-types sont donnés entre parenthèses carrées et les statistiques t entre parenthèses rondes.

Tableau 5 : Estimations MCG et VI des demandes de monnaie avec erreurs de mesure dans les variables.

Pays	Estimation	c	(η)T	(β_1)Q	(β_2)c.o.
Corée (PIB) df = 57 $t_{(60,0.025)}=2.000$	MCG R2aj=0.569 D.W.=2.263	9.136 [0.942] (9.700)	0.021 [0.005] (3.813)	PIB -0.207 [0.108] (-1.908)	I -1.266 [0.677] (-1.871)
	VI(-1): PIB, I R2aj=0.722	-10.776 [41.24] (-0.261)	-0.030 [0.108] (-0.277)	2.214 [5.111] (0.433)	-1.467 [7.133] (-0.206)
Inde df = 80 $t_{(80,0.025)}=1.990$	MCG R2aj=0.435 D.W.=2.220	5.170 [2.399] (2.155)	0.021 [0.010] (2.066)	Prod -0.512 [0.703] (-0.729)	I -0.326 [0.938] (-0.347)
	VI(-1): Prod, I R2aj=0.575	0.866 [10.02] (0.086)	0.006 [0.039] (0.153)	0.843 [3.101] (0.272)	-5.114 [7.316] (-0.699)
Israël df = 27 $t_{(27,0.025)}=2.052$	MCG R2aj=0.780 D.W.=2.179	-1.156 [1.503] (-0.769)	0.015 [0.004] (3.537)	Conso 0.957 [0.438] (2.187)	R -0.704 [0.170] (-4.129)
	VI(-1): Conso R2aj=0.936	-9.366 [15.376] (-0.609)	0.005 [0.033] (0.146)	3.356 [4.551] (0.737)	-0.396 [0.719] (-0.550)
Malaisie df = 43 $t_{(45,0.025)}=2.014$	MCG R2aj=0.445 D.W.=2.419	0.656 [0.163] (4.027)	0.009 [0.003] (3.759)	Prod 0.024 [0.087] (0.273)	I -0.126 [0.150] (-0.838)
	VI(-1): Prod, I R2aj=0.801	-0.256 [9.971] (-0.026)	-0.002 [0.061] (-0.039)	0.719 [6.299] (0.114)	0.497 [7.599] (0.065)
Maroc df = 66 $t_{(70,0.025)}=1.994$	MCG R2aj=0.397 D.W.=2.182	3.236 [0.311] (10.402)	0.003 [0.002] (1.310)	Prod -0.041 [0.073] (-0.564)	Inflat -0.360 [0.188] (-1.914)
	VI(-1) : Prod R2aj=0.643	-3.284 [13.072] (-0.251)	-0.012 [0.035] (-0.333)	1.642 [3.495] (0.470)	-0.104 [3.139] (-0.033)

Les points d'intérêts sont les signes des paramètres et le test t bilatéral sur la nullité de ces mêmes paramètres pour les variables explicatives, surtout pour la tendance linéaire. Il est important de se souvenir que les estimations MCG comportent un biais

16 AVR. 1996

introduit par les erreurs de mesure. Ainsi, les tests sont faits dans le seul but de comparer leurs conclusions avec celles des tests pour les régressions VI.

Nous voulons vérifier, tout particulièrement, que le coefficient de la tendance linéaire est négatif et non-nul. En effet, l'argument pour l'inclusion de l'innovation financière suggère, qu'au fil du temps, il y a de plus en plus de moyens "technologiques", donc d'innovation financière, permettant aux agents de diminuer leurs encaisses réelles. Cette diminution des encaisses réelles se traduit directement en une diminution de la demande de monnaie. Finalement, on s'attend à un signe négatif, non-nul pour le coefficient du coût d'opportunité et un signe positif, non-nul pour le coefficient de la variable d'échelle (respectivement c.o. et Q dans le tableau 5).

Le tableau 5 nous permet de voir les contradictions entre les résultats MCG et les résultats VI. En examinant les coefficients estimés pour l'innovation financière (la variable T), on s'aperçoit que les paramètres estimés avec MCG ont le signe opposé à celui des estimations VI pour la Corée, la Malaisie et le Maroc. Plus généralement, la méthode ignorant les erreurs de mesure, la méthode MCG, estime des paramètres toujours positifs pour la tendance linéaire, alors que la théorie indique que ce coefficient doit être négatif. Dans le cas de l'innovation financière indienne et israélienne, on peut croire que ce signe positif soit correcte puisque la méthode VI estime aussi un paramètre positif. Toutefois, les tests de non-nullité des paramètres VI concluent que ces paramètres ne sont pas différents de zéro. Les mêmes tests pour les estimations MCG rejettent l'hypothèse de nullité de ces paramètres.

Ainsi, en se fiant aux estimations MCG, la tendance linéaire doit être incluse dans la demande de monnaie pour tous les pays à l'exception du Maroc. De plus, il y aurait eu non pas innovation financière, mais régression financière entraînant une augmentation des coûts de transactions. Cette conclusion est fortement erronée. Les tests bilatéraux VI suggèrent pour aucun pays, une tendance linéaire soit justifiée. Ainsi, en ignorant les erreurs de mesure, la thèse de AGRW semble confirmée par les résultats de tests. Une tendance linéaire pour modéliser l'innovation financière apparaît justifiée. Toutefois, cette thèse semble catégoriquement réfutée lorsque la méthode d'estimation utilisée tient compte des erreurs de mesure.

Pour la variable d'échelle, on remarque que les MCG estiment un coefficient négatif pour la Corée, l'Inde et le Maroc. Par contre, aucun des trois est significatif. L'estimation VI conclut aussi qu'aucun des paramètres estimés est significatif. Par ailleurs, l'estimé pour la consommation privée est bien positif, et surtout, significatif. L'estimé VI pour cette variable réfute cette conclusion de non-nullité. Les estimations VI et MCG mènent aux mêmes conclusions uniquement pour la production industrielle malaisienne, soit un coefficient positif, mais non-significatif. Les résultats des deux méthodes concordent aussi pour les estimations du coût d'opportunité, à une exception près. En effet, selon l'estimé MCG, le coût d'opportunité israélien est négatif et significatif. L'estimé VI, pour sa part, est non-significatif quoique négatif.

Finalement, la méthode MCG pour la demande de monnaie coréenne, indienne et malaisienne suggère que seule la tendance linéaire, l'innovation financière, a un pouvoir explicatif. Ni la variable d'échelle, ni le coût d'opportunité n'aide à expliquer la demande de monnaie de ces deux pays. En soi, cette conclusion n'est point acceptable, car l'innovation financière, surtout modélisée comme étant uniforme à travers le temps, ne peut à elle seule expliquer les besoins et donc la demande de monnaie des agents économiques. L'estimation VI appuie la conclusion que ni la variable d'échelle, ni le coût d'opportunité explique la demande de monnaie de ces deux pays. Elle accorde, par ailleurs, aucun pouvoir explicatif à la tendande linéaire.

En général, on constate que sept des coefficients estimés obtenus par MCG (le temps pour la Corée, la Malaisie et le Maroc; Q pour la Corée, l'Inde et le Maroc; et c.o. pour la Malaisie) ont un signe opposé à celui obtenu par VI. Pour six de ces contradictions, la méthode MCG, celle ignorant les erreurs de mesure, le signe estimé est aussi opposé au signe théorique. Que ces paramètres soient du mauvais signe n'est pas un problème grave en soit, si ces paramètres s'avèrent non-significatifs. Malencontreusement, quatre de ces paramètres estimés, tous des estimations pour le temps, sont significativement différentes de zéro.

D'autre part, les conclusions des tests bilatéraux pour la non-nullité des paramètres sont aussi affectées par la présence d'erreurs de mesure. Six des quinze tests ont leur conclusion renversée lorsque la méthode VI est utilisée plutôt que la méthode MCG. Le temps a quatre de ses conclusions ainsi renversées, soit pour tous les pays sauf

le Maroc. Les autres tests sont ceux pour la variable d'échelle et le coût d'opportunité israélien. Il semble donc crucial, tout particulièrement pour une variable suivant une progression linéaire comme le temps, qu'en présence d'erreurs de mesure, une méthode d'estimation les contournant soit utilisée.

Il est difficile d'évaluer jusqu'à quel point les erreurs de mesure affectent les tests t. En effet, l'estimateur VI que nous avons utilisé semble être peu efficace. Nous nous attendions en le choisissant encourir une perte d'efficacité, mais dans le cas présent la perte d'efficacité est telle que l'estimateur semble inefficace complètement. Toutes les demandes de monnaie ont, selon la méthode VI, aucune variable explicative significative. Les écarts-types sont tous fort élevés par rapport aux estimations des coefficients. On peut toutefois douter, malgré qu'on ne puisse faire de comparaison raisonnable, que les résultats de tests t pour une méthode ignorant les erreurs de mesure soient irréfutables. Des résultats comme ceux pour la Corée, l'Inde et la Malaisie qui concluent que seule l'innovation financière explique la demande de monnaie, ne sont pas théoriquement acceptables. Les erreurs de mesure biaisent les estimations et donc ont un impact certain sur les tests t.

Conclusion

L'estimation de la demande de monnaie a historiquement toujours posé beaucoup de problèmes. Nous soupçonnions que l'estimation de la demande de monnaie pour les PVD, en plus des problèmes "traditionnels" d'estimation, soit affublée d'un problème d'erreurs de mesure. Selon les écrits de différents auteurs, dont Srinivasan et Chamie, les banques de données pour les PVD sont infestées d'erreurs de mesure.

Nous avons réussi à démontrer que les erreurs de mesure affligent les données pour les PVD. Sur 21 tests X_{t-1} individuels concluants, sept variables comportaient des erreurs de mesure. Les mêmes proportions ont été trouvées avec les tests X_{t-2} individuels. Ainsi, cinq demandes de monnaie sur onze (en excluant l'Argentine puisque très peu de ces tests d'Hausman étaient concluants) ont nécessité une méthode corrigeant pour les erreurs de mesure.

Par ailleurs, les tests X_{t-1} et X_{t-2} ont permis de montrer que les résultats des tests d'Hausman sont peu affectés par l'inclusion ou l'exclusion de variables dichotomiques. Il y a toutefois une exception. En effet, lorsque l'instrument n'est pas la variable retardée, donc une autre variable complètement différente, le modèle doit être respecté. Si le modèle contient des variables dichotomiques, les résultats des tests peuvent être affectés par l'omission de ces variables. Ainsi, le test doit être effectué sur le modèle tel qu'il sera estimé par la suite. L'inclusion ou l'exclusion des variables dichotomiques a, dans ce cas, un impact non-négligeable sur la conclusion du test.

On remarque, de plus, le choix des instruments que ce soit X_{t-1} ou X_{t-2} , ou encore une variable d'échelle pour une autre, a peu d'impact sur la conclusion du test. Selon Hausman (1978), l'estimateur de variables instrumentales doit être non-biaisé sous l'hypothèse H_1 , soit que des erreurs de mesure sont détectées. On doit, selon cet argument, instrumenter avec X_{t-2} . Ainsi, contrairement à ce que Hausman préconise, instrumenter avec X_{t-1} transformé plutôt qu'avec X_{t-2} transformé n'affecte pas significativement les résultats concluant la présence d'erreurs de mesure dans les variables.

La comparaison d'une méthode corrigeant uniquement pour l'autocorrélation (MCG) et une autre corrigeant pour les erreurs de mesure et partiellement pour l'autocorrélation (VI) a permis de montrer l'effet des erreurs de mesure sur les estimations. Les paramètres estimés par MCG sont du mauvais signes pour huit des quinze des variables. La méthode VI expérimente ce problème seulement trois fois. Par ailleurs, la méthode MCG obtient des résultats pour trois pays suggérant que seule l'innovation financière est significative, conclusion théoriquement inacceptable. Les agents économiques ont une demande de monnaie pour répondre à un besoin et non uniquement pour suivre l'innovation financière. De plus, pour deux variables, le choix du test (bilatéral ou unilatéral) affecte la conclusion quant à la non-nullité du paramètre.

Les erreurs de mesure ont donc indéniablement des effets pervers sur les estimations et les tests t. L'utilisation d'une méthode les contournant est donc une nécessité. La méthode que nous avons utilisé, dans le présent travail, ne semble toutefois pas recommandable. L'estimateur VI a conclu qu'aucune des demandes de monnaie avait

une variable significative. Cet estimateur a un problème d'efficacité particulièrement prononcé. Il y a d'autres estimateurs contournant les erreurs de mesure, tel que celui de Dagenais (1995), qui offrent probablement un niveau d'efficacité supérieur. Il serait donc intéressant de répéter l'expérience avec un estimateur plus efficace. Ceci permettrait de déterminer plus précisément l'impact des erreurs de mesure sur les tests t bilatéraux de non-nullité. Un bon estimateur avec un niveau d'efficacité acceptable permettrait d'obtenir une bonne estimation de la demande de monnaie. Avec une telle estimation exempte de problèmes liés aux erreurs de mesure à l'autocorrélation, il sera possible de questionner adéquatement l'inclusion de l'innovation financière, ou tout autre phénomène.

Bibliographie

- Arize, A.C., (1994) "A re-examination of the demand for money in small developing economies", Applied Economics, 26(3), Mars, 217-228.
- Arrau, et all, (1991) "The demand for money in developing countries: assessing the role of financial innovation", IFM working paper wp/91/45, 31p.
- Cagan, P., (1956) "The dynamics of hyper-inflation" in M. Friedman (ed.) Studies of the Quantity Theory of Money, Chicago: Chicago University Press.
- Chamie, J., (1994) "Population databases in development analysis", Journal of Development Economics, 44, 131-146.
- Dagenais, M. (1994) "Parameter estimation in regression models with errors in the variables and autocorrelated disturbances", Journal of Econometrics, 64, 145-163.
- Dagenais, M. (1995) "Consistent estimators for regression models with errors in the variables and autocorrelated disturbances", manuscript, Université de Montréal, 10p.
- Germidis, D. et al, (1991) "Systèmes financiers et développement : Quel rôle pour les secteurs financiers formel et informel ?", OECD, Paris.
- Giroux, Y. (1995) "Les erreurs de mesure sur les variables explicatives dans les séries chronologiques", manuscript, Université de Montréal, 58p.
- Goldfeld, S.M. & D.E. Sichel, (1990) "The demand for money" in B. Friedman & F. Hahn, (eds), Handbook of monetary economics, vol.1., chap.8, 300-356.
- Gordon, R.J., (1986) "The American business cycle : continuity and change", National Bureau of economic research, University of Chicago Press, Chicago.
- Hausman, J., (1978) "Specification tests in econometrics", Econometrica, 46, 1251-1271.
- Heston, A., (1994) "A brief review of some problems in using national accounts data in level of output comparisons and growth studies", Journal of Development Economics, 44,29-52.
- International Monetary Fund, (1995) "International Financial Statistics, june 1995", Washington, D.C.
- Morgenstern, O (1963), "On the accuracy of economic observations", 2nd ed, Princeton University Press, USA.

Simmons, R., (1992) "An error-correction approach to demand for money in five African developing countries", Journal of Economic Studies, 19(1), 29-48.

Srinivasan, T. N., (1994) "Data base for development analysis: an overview", Journal of Development Economics, 44, 3-27.

World Bank, (1991), "World Development Report 1991", Oxford University Press, USA.

Annexes

Annexe 1: Le test d'Hausman

Nous présentons ici le test d'Hausman sous sa forme la plus générale, tel que développé par J. Hausman (1978). Ce test permet de détecter la présence d'erreurs de mesure dans les variables explicatives. Les erreurs dans ces variables causent de la corrélation entre une ou plusieurs variables explicatives et le terme d'erreurs de la régression. Cette corrélation rend les estimations des paramètres faites par moindres carrés ordinaires (MCO) inconsistantes. Pour éliminer la corrélation, la solution la plus simple est d'utiliser une méthode d'estimation de variables instrumentales (IV).

Le test d'Hausman utilise l'absence de convergence introduit par les erreurs de mesure dans les estimations MCO pour déceler la présence de ces dernières. En effet, le test compare les résultats pour les paramètres et leurs variances obtenus par l'estimateur MCO et obtenus par l'estimateur IV. Ainsi pour un modèle:

$$Y = X\beta + \xi$$

où X sont les variables observés, on choisit une matrice Z , de dimension $T \times K$, d'instruments pour X , tel que $K \geq J$.

On estime donc le modèle une première fois avec un estimateur MCO, soit b , et par la suite, avec une estimateur IV, b_{iv} , comme suit :

$$\begin{aligned} b &= (X'X)^{-1}X'Y, & V &= \sigma^2(X'X)^{-1}, \\ b_{iv} &= [X'Z(Z'Z)^{-1}Z'X]^{-1}X'Z(X'Z)^{-1}Z'X'Y, & V_{iv} &= \sigma^2[X'Z(Z'Z)^{-1}Z'X]^{-1} \end{aligned}$$

où V et V_{iv} sont les matrices de covariance asymptotique estimées. Si aucune erreur de mesure est présente dans les variables explicatives, alors b et b_{iv} seront tous les deux non-biaisés mais b sera plus efficace qu b_{iv} , soit $V < V_{iv}$. Par ailleurs, s'il y a des erreurs de mesure dans une ou plusieurs variables explicatives, seulement b_{iv} sera convergent. Les hypothèses testées peuvent donc être écrites comme suit :

H_0 : b et b_{iv} sont des estimations non-biaisés de β , mais b est plus efficace. Il n'y a pas d'erreurs de mesure dans les variables explicatives

H_1 : Seul b_{iv} est un estimateur convergent de β , X comporte des erreurs de mesure.

Ainsi, si H_0 n'est pas rejeté, cela implique que $\text{plim}(b - b_{iv}) = 0$.

Pour tester les hypothèses, on construit une statistique Wald à partir des différences entre les paramètres estimés MCO et IV, et de leur variance. Cette statistique suit une distribution Chi avec K degrés de liberté, soit le nombre de variables explicatives.

$$W = (b - b_{iv})' [V_{iv} - V]^{-1} (b - b_{iv}) \sim \chi^2_{(K)}$$

On peut réécrire cette statistique en substituant pour V et V_{iv} et en simplifiant. Ainsi, si s^2 est la variance estimée et que $q = b - b_{iv}$, alors

$$W = \frac{q' \{ [X'Z(Z'Z)^{-1}Z'X]^{-1} - (X'X)^{-1} \}^{-1} q}{s^2}$$

et

$$W = \frac{q' \{ (x'x)^{-1} - (X'X)^{-1} \}^{-1} q}{s^2}$$

où chacune des colonnes de x est la valeur calculé pour la colonne correspondante de X régressée sur toutes les colonnes de Z.

Lorsque $K=1$, on peut montrer que l'algèbre de ce test se simplifie encore davantage pour permettre des tests t (suivant une distribution normale).

Annexe 2 : Les données

Toutes les données pour tous les pays, à l'exception des Etats-Unis, sont extraites de la banque de données "Statistiques Financières Internationales" (SFI) du FMI. Les séries utilisées sont trimestrielles à l'exception de la population. La population a été transformée en série trimestrielle en faisant l'hypothèse que la population croît à un taux constant à travers l'année. Ce taux n'est donc pas le même d'une année à l'autre. Cette hypothèse permet aussi d'ignorer les coupures de comparabilité dans les séries de population. Par ailleurs, les observations manquantes dans les autres séries ont été remplacées par la moyenne des observations disponibles de la série.

Le tableau 1 détaille la période, le nombre d'observations et les séries ainsi que leurs statistiques descriptives pour chacun des pays de l'échantillon. Les statistiques descriptives sont celles pour les séries brutes, telles qu'extraites des banques de données. Les abréviations utilisées sont les suivantes : IPC(199x) pour index des prix à la consommation avec année de base 199x, tx d'int pour taux d'intérêt en pourcentage, M1 pour la monnaie (définition la plus étroite), PIB pour le produit intérieur brut en prix courants, PIB(1990) pour le produit intérieur brut en prix de 1990, Conso pour la consommation privée en prix courants, Pop pour la population et Prod Ind pour l'index de la production industrielle (toujours avec 1990 comme année de base). Finalement, le taux d'intérêt choisi dans l'ensemble des pays est soit le "deposit rate" ou le "time deposit rate", ayant tous pour code 60L.ZF dans SFI. Ce taux n'était pas disponible pour l'Inde, le "call money rate" a été utilisé.

Pour les Etats-Unis, les séries sont tirées de l'appendice B intitulé "Historical Data, section2, Quaterly Data from 1875 to 1983" du livre de Gordon (p.789-810). Les données sont aussi trimestrielles, mais il n'y a pas de série pour la population. Les deux taux d'intérêts disponibles sont le "Commercial paper rate" et le "Yield on Corporate bonds", que nous identifions comme I1 et I2. Etant donné le débat non-achevé portant sur lequel de ces deux taux doit être utilisé pour l'estimation de la demande de monnaie, l'estimation de la demande est faite à tour de rôle avec chacun de ses taux. Par ailleurs, au lieu du PIB, le produit national brut, PNB, en dollars constant de 1972 est utilisé et l'indice de prix à la consommation est remplacé par l'indice "wholesale price".

Tableau I : Statistiques descriptives des séries

pays	Période	variables	Moyenne	Ecart-type	Minimum	Maximum
Argentine	1977:1 à 1990:4 (56 obs)	IPC(1985)	7451.6	28506.0	2.3700E-04	1.5745E+05
		tx d'int	1530.8	9024.9	6.4	67666
		M1	1.2533E+08	4.8888E+08	16.7	3.0680E+09
		PIB(1990)	1.7629E+10	8.9640E+08	1.5836E+10	1.9863E+10
		Pop	2.9882E+07	1.7576E+06	2.6910E+07	3.2865E+07
Chili	1980:1 à 1992:4 (52 obs)	IPC(1990)	59.415	39.743	14.148	148.750
		tx d'int	29.447	12.860	10.243	73.231
		M1	2.8066E+11	2.4618E+11	6.2243E+10	1.1176E+12
		PIB(1990)	1.9588E+12	3.6152E+11	1.4818E+12	2.8045E+12
		Pop	1.2422E+07	7.8263E+05	1.1140E+07	1.3758E+07
Corée	1976:4 à 1992:4 (65 obs)	Cons	1.2929E+13	8.7015E+12	2.3307E+12	3.4518E+13
		IPC(1990)	73.724	24.484	29.109	117.270
		tx d'int	14.556	4.177	8.600	24.467
		M1	8.0318E+12	5.6875E+12	1.5440E+12	2.4586E+13
		PIB	2.3165E+13	1.7186E+13	2.9647E+12	6.9270E+13
		Pop	4.0447E+07	2.2660E+06	3.6270E+07	4.3960E+07
Inde	1971:1 à 1992:4 (88 obs)	IPC(1990)	58.317	30.105	20.217	130.830
		tx d'int	10.068	3.939	3.140	26.957
		M1	3.5468E+11	3.1555E+11	4.4886E+10	1.1713E+12
		Pop	7.0616E+08	9.7433E+07	5.5123E+08	8.9360E+08
		Prod Ind	60.486	23.268	32.326	117.260
Israel	1984:2 à 1992:4 (35 obs)	Cons	1.2203E+10	7.2551E+09	7.1700E+08	2.6073E+10
		IPC(1990)	75.700	37.418	5.938	137.680
		tx d'int	75.826	150.900	10.373	639.900
		M1	4.2831E+09	3.0067E+09	1.2444E+08	1.0454E+10
		PIB	1.9850E+10	1.1830E+10	1.2640E+09	4.1648E+10
		Pop	4.5934E+06	3.4154E+05	4.1775E+06	5.2425E+06
Malaisie	1980:1 à 1992:3 (51 obs)	IPC(1990)	91.861	9.210	71.400	110.100
		tx d'int	7.069	2.270	2.500	10.580
		M1	1.6697E+10	6.3849E+09	8.9178E+09	3.3015E+10
		Pop	1.6231E+07	1.5268E+06	1.3700E+07	1.8930E+07
		Prod Ind	70.348	25.067	40.206	124.44
Maroc	1970:1 à 1988:2 (74 obs)	IPC(1990)	49.61216	22.97718	21.600	90.400
		Inflation	8.09243	4.41352	0.240	19.480
		M1	2.3217E+10	1.4418E+10	5.2382E+09	5.5811E+10
		Pop	1.9269E+07	2.4957E+06	1.5310E+07	2.3545E+07
		Prod Ind	65.61547	14.04312	37.75199	91.33334

Suite du tableau I

Nigeria	1970:1	IPC(1990)	32.130	35.569	3.30	158.70
	à 1992:2 (90 obs)	Inflation	19.096	15.827	-2.74	70.27
		M1	1.1445E+10	1.2964E+10	5.2330E+08	6.2380E+10
		Pop	8.5771E+07	1.1574E+07	6.6182E+07	1.0526E+08
		Prod Ind	67.742	22.246	22.914	116.85
Etats-Unis	1915:1	IWP(1967)	94.008	65.068	31.130	305.9
	à 1983:4 (276 obs)	M1	1.30461E+11	1.21682E+11	1.15900E+10	5.2340E+11
		PNB(1972)	6.57776E+11	4.1719E+11	1.8871E+11	1.5727E+12
		I1	4.21917	3.15568	0.500	16.270
		I2	6.05337	2.88429	2.960	17.110

Annexe 3 : Tests de stationarité

Les tests de stationarité Dickey-Fuller ont été effectués sur les variables transformées telles qu'elles sont utilisées dans les estimations. Ainsi les variables d'échelle et la variable M1 ont été ramenés à une mesure en dollars constants lorsqu'elles ne l'étaient pas déjà. De plus, ces variables ont été mis en logathrime naturel. Les variables de coût d'opportunité sont sous forme décimale plutôt qu'en pourcentage et pour l'Argentine, le Chili et Israël, le taux d'intérêt nominal (i) a été transformé comme suit : $R = i / (1+i)$.

Le test de stationarité s'effectue sur les variables en différence première. Supposons une variable y_t . Un moindres carrés ordinaires est fait sur :

$$\Delta y_t = y_t - y_{t-1} = \mu + (\gamma - 1)y_{t-1} + \sum_{j=2}^{\infty} \delta_j y_{t-j} + \varepsilon_t$$

Le terme de sommation, qui va de $j=2$ à ∞ , assure qu'aucune autocorrélation ne biaisera les résultats du test. Ainsi, des retards sont ajoutés jusqu'à ce que la statistique Durbin-Watson soit proche de 2.

Pour avoir la série y_t stationnaire, il faut que $(\gamma-1)$ soit plus petit que 0. Le test n'est pas un test t conventionnel, mais plutôt la statistique Dickey-Fuller. Les hypothèses nulle et alternative sont :

H_0 : Si $(\gamma-1) = 0$, alors y_t est non-stationnaire, mais Δy_t l'est.

Conclusion : la série y_t est intégrée d'ordre 1 ou $y_t \sim I(1)$.

H_a : Si $(\gamma-1) < 0$, alors y_t est stationnaire.

Conclusion : la série y_t est intégrée d'ordre zéro ou $y_t \sim I(0)$.

Les résultats pour les séries de chacun des neufs pays sont données dans le tableau II. On remarque que seuls l'Inde et les Etats-Unis ont le même ordre d'intégration pour toutes leurs séries, soit respectivement $I(0)$ et $I(1)$. Ainsi seule la demande de monnaie pour les Etats-Unis peut avoir un vecteur de cointégration. Finalement, la variable M1 est pour la plupart des pays intégré d'ordre 1.

Tableau II : Résultats des tests Dickey-Fuller

	variable	# de lags	t-stat	p-value	D.W.	Conclusion
Argentine	M1	0	-4.411747	0.00487	2.35384	I(1)
	PIB	0	-5.027569	0.001	2.0136	I(0)
	R	1	-3.151034	0.10524	1.98781	I(1)
Chili	M1	1	-3.610396	0.03807	1.91692	I(0)
	PIB	0	-1.684724	0.78339	2.06523	I(1)
	R	1	-4.698523	0.00246	2.0636	I(0)
Corée	M1	0	-3.0631	0.12482	1.94369	I(1)
	PIB	0	-9.571632	0.00	1.87488	I(0)
	Conso	0	-3.90994	0.01665	2.23732	I(0)
	tx d'int	0	-1.550424	0.84145	1.76669	I(1)
Inde	M1	0	-6.121481	0.00004	2.21199	I(0)
	Prod	0	-5.700066	0.00012	2.04653	I(0)
	tx d'int	0	-5.431252	0.00024	2.35729	I(0)
Israël	M1	0	-1.47979	0.82944	2.14445	I(1)
	PIB	1	-3.26577	0.08926	2.1787	I(1)
	Conso	0	-3.627931	0.0417	1.99488	I(0)
	R	1	-2.484944	0.3491	2.20523	I(1)
Malaisie	M1	1	-0.485962	0.98295	2.04895	I(1)
	Prod	1	-4.078602	0.01208	1.81691	I(0)
	tx d'int	1	-2.065422	0.59622	2.01044	I(1)
Maroc	M1	0	-2.740869	0.23555	2.41255	I(1)
	Prod	0	-6.877821	0.00001	2.13206	I(0)
	Inflat	1	-3.349364	0.06613	2.172	I(1)
Nigeria	M1	0	-1.606061	0.8334	1.95262	I(1)
	Prod	0	-3.562082	0.03831	1.99978	I(0)
	Inflat	2	-4.709637	0.00174	1.99023	I(0)
Etats-Unis	M1	2	-1.195113	0.94227	1.99847	I(1)
	PNB	2	-2.603264	0.30448	1.98051	I(1)
	R1	3	-2.440679	0.39932	1.98069	I(1)
	R2	2	-1.063844	0.95811	2.0494	I(1)