

XIVe Journées Internationales d'Economie Monétaire et Bancaire

Lyon, 6 & 7 juin 2002

LIBERALISATION FINANCIERE ET INTERMEDIATION BANCAIRE DANS L'UEMOA : UNE ANALYSE SUR DONNEES DE PANEL

ARY TANIMOUNE Nasser*

L'article propose une évaluation empirique de l'impact indirect (mesuré à travers les taux d'intérêt) et direct (mesuré à travers des indicateurs de l'orientation de politique financière) de la libéralisation financière sur la mobilisation de l'épargne et le financement bancaire dans l'Union Economique et Monétaire Ouest Africaine. Les résultats obtenus, après des tests de racine unitaire (Im, Pesaran & Shin, 1997) et de cointégration (Pedroni, 1999) sur données de panel, mettent en évidence un impact indirect positif dans la mobilisation de l'épargne, un impact indirect négatif sur le financement des banques et enfin, un impact direct mitigé sur les deux aspects de l'intermédiation. Ce qui laisse penser à une possibilité de mise en œuvre des mesures de politique financière contrainte dans l'esprit de Hellman & alii (1997).

Classification JEL : O16, G18, G28

Mots clés : Libéralisation financière, données de panel, Uemoa

This paper provides an empirical evidence of both traditional indirect impact (measured through the interest rate) and direct impact (measured through an indicator of financial policy constructed for the purpose) of financial liberalization in banking intermediation in the West African Economic and Monetary Union. Using recent panel data regressions procedures (Im, Pesaran & Shin's (1997) unit root and Pedroni's (1999) cointegration tests), the results exhibit a positive indirect impact of financial liberalization in bank deposits, a negative one in bank credits and a mitigated direct impact on the two aspects of the banking intermediation. Thus, one can imagine the possibility to implement a financial restraint policy suggested by Hellman & alii (1997).

JEL classification numbers : O16, G18, G28

Keywords : financial liberalization, panel data WEAMU

* Novembre 2001, ary.tanimoune@univ-orleans.fr

Laboratoire d'Economie d'Orléans - Université d'Orléans, BP 6739 - 45067 Orléans Cedex 2.

Sans engager leurs responsabilités, je remercie MM. Pollin JP et Colletaz G. pour leurs suggestions, ainsi que Montalieu T. pour les remarques et commentaires sur la version antérieure de ce papier.

Introduction

L'essentiel du débat sur le financement des pays les moins avancés (PMA) durant ces trois dernières décennies se rapporte à la politique de libéralisation financière. Les fondements théoriques, proposés par McKinnon (1973) et Shaw (1973), s'articulent autour du libre choix des banques dans la tarification de leurs services d'intermédiation. Cette orientation de politique de financement a été mise en œuvre dans la quasi-totalité des PMA. Cependant, les résultats obtenus ont souvent été décevants (Mahar & Williamson, 1998). En outre, le bien-fondé de ses recommandations est contesté lorsqu'il est pris en compte la structure des systèmes financiers dans ces pays (Van Wijnbergen, 1983) et/ou les imperfections des marchés du crédit liés aux asymétries d'information (Stiglitz, 1994).

De nombreuses évaluations économétriques ont tenté de vérifier empiriquement les impacts de la libéralisation financière sur l'intermédiation bancaire (Thornton 1991, Fry 1995, Demetriades & Luintel 1997). En règle générale, il s'agit de déterminer l'*impact indirect* de la libéralisation financière, c'est-à-dire le sens de la corrélation entre le taux d'intérêt et le niveau de développement financier. S'appuyant sur les insuffisances du paradigme de la répression financière, certaines études identifient aussi un *impact direct* indépendamment de l'impact traditionnel capturé par le taux d'intérêt.

L'objectif de cet article est de proposer une évaluation empirique des impacts directs et indirects de la libéralisation financière dans les pays de l'Union Economique et Monétaire Ouest Africaine (Uemoa). Ce choix tient au fait que les pays composant cette Union sont quasi-homogènes et ont une politique financière commune. Sans perte de généralité, nous effectuons une modélisation sur données de panel après avoir mené les récents tests de racines unitaires et de cointégration¹. L'article s'articule comme suit : une synthèse de la littérature sur l'impact de la libéralisation financière dans les PMA est d'abord présentée. L'environnement financier des banques et la modélisation de l'intermédiation bancaire sont respectivement exposés. Enfin, nous présentons les résultats.

¹ Arestis & Demetriades (1997) montrent que les résultats de l'impact de la libéralisation financière sur l'intermédiation financière dépendent largement de la technique d'estimation en l'occurrence dans le cas des données de panel versus données individuelles. Les deux caractéristiques de notre échantillon permettent de réduire ce biais.

I. Une synthèse de la littérature

Les travaux de McKinnon (1973) et Shaw (1973) sont à la base de la théorie de la répression financière. Pour ces deux auteurs, les pays les moins avancés souffrent moins d'un manque de ressources financières que d'une intermédiation (essentiellement) bancaire devenue inefficace du fait des distorsions liées à l'administration des taux d'intérêt. Le développement de leurs travaux a donné lieu au paradigme de la répression financière (Galbis, 1977, Mathieson 1980, Fry, 1995). La principale proposition de politique économique est la libéralisation des conditions financières des banques, le taux d'intérêt étant la principale variable de contrôle. En l'occurrence, il devrait s'en suivre une hausse des taux d'intérêt qui permettrait aux banques d'être plus performantes dans la mobilisation de l'épargne et le financement de l'économie.

Toutefois, les arguments de ce paradigme dominant ont été largement remis en cause et les résultats obtenus décevants. Pour les néo-structuralistes (Van Wijnbergen, 1983), cela tient au fait que le paradigme de la répression financière ne prend pas en compte la segmentation des systèmes financiers dans les pays en développement et en particulier les interactions entre les différents secteurs financiers (Eboué, 1990). Par ailleurs, de nombreux auteurs s'appuyant sur l'existence des asymétries d'informations et le coût de l'information financière (en particulier dans les PMA), montrent que les déséquilibres du marché du crédit peuvent être indépendants de la rémunération des services bancaires (Owoundi, 1992 ; Stiglitz, 1994). Le point commun de ces thèses alternatives est la nécessité de prendre en compte les caractéristiques de chaque économie et en particulier de la structure des systèmes financiers dans la formulation des politiques de financement. Hellman & alii (1997) montrent que l'administration des taux pouvant se justifier sous certaines conditions, il convient alors de mettre en œuvre des mesures de *politique financière contrainte*. En l'occurrence, il s'agit des mesures de politique financière administrée qui permettraient de créer une rente d'intermédiation dont les institutions bancaires seraient les bénéficiaires contrairement à la théorie de la répression financière pour laquelle la rente est récupérée par les Etats.

Analysé sous l'angle de la politique financière contrainte, l'indice de politique financière mesurant l'*impact direct* de la libéralisation financière sur le développement financier peut être considéré comme un indicateur de l'efficacité des banques dans leur

rôle d'intermédiaire. En effet, suivant Courakis (1984), Demetriades & Luintel (1996) montrent que les banques en position de monopôle et soumises par exemple à un taux d'intérêt créditeur fixe sont contraintes de s'y prendre autrement pour accroître leurs fonds prêtables² (ouverture de nouvelles agences, publicité, etc.). King & Levine (1993b) présentent un impact direct négatif en montrant que les impôts sur les services financiers affectent les innovations financières et la croissance économique. A partir du modèle d'intermédiation financière proposé par Pagano (1993), Amable & Chatelain (1995) montrent que l'efficacité de cette intermédiation dépend entre autres, de l'aversion pour le risque des ménages, des coûts de fonctionnement liés au contrôle du système financier, des coûts liés aux problèmes d'agence et des inerties liées à l'imperfection du marché du crédit.

Les évaluations empiriques des impacts de la libéralisation financière sur le développement financier sont pour le moins diverses. Dans une étude portant sur sept pays asiatiques, Fry (1978) établit une corrélation positive et significative entre l'épargne nationale et le taux d'intérêt créditeur réel. Cependant, en reformulant les estimations de Fry (1978), Giovannini (1983) aboutit à des résultats différents. La conformité de la relation entre les différentes mesures de l'épargne et le taux d'intérêt créditeur réel (i.e. positive pour l'épargne financière et négative pour l'épargne physique) n'a été établie que dans moins de la moitié des douze pays asiatiques étudiés par Gupta (1984). Diery & Yasim (1993) trouvent que le taux d'intérêt créditeur réel agit positivement et de façon significative dans la constitution de l'épargne dans neuf pays d'Afrique. Dans une étude récente, Bandiera & alii (2000) analysent la fonction d'épargne privée dans un échantillon de huit pays en développement. Dans six pays, les régressions entre l'épargne privée et le taux d'intérêt créditeur réel conduisent à une corrélation négative.

Par ailleurs, Fry (1981) trouve des résultats significatifs et conformes à la relation positive entre le taux d'intérêt réel et le volume de crédits intérieurs sur un échantillon de douze pays asiatiques. Par contre, Greene & Villanueva (1991) trouvent que la hausse des taux d'intérêt réduit les investissements dans 33 pays en développement. Demetriades & Devereux (1992) aboutissent à une conclusion similaire sur un échantillon de 64 pays en

² Notons que Fry (1978) utilise les mêmes arguments pour démontrer que la répression financière peut inciter les banques à une utilisation sous-optimale des fonds prêtables.

développement. La Banque mondiale (1989), après avoir classé en quatre groupes un échantillon de 34 pays en développement en fonction de leur taux de croissance, montre dans une analyse comparative que plus le taux d'intérêt créditeur réel moyen est élevé, plus l'efficacité des investissements (la variation de l'inverse du taux d'investissement) est importante.

Afin de capturer l'*impact direct* de la libéralisation financière, Demetriades & Luintel (1997) construisent, à l'aide des composantes principales, un indice synthétique de répression financière (IRF) dans le cas de l'Inde. Lorsqu'ils régressent cet indice sur le ratio dépôts bancaires sur PIB, le coefficient est négatif et significatif. Par contre, appliquant la même méthode à la Corée du Sud, Arestis & Demetriades (1997) établissent une relation positive et significative entre les deux variables. Dans le même esprit, Chai & Laurenceson (1998) trouvent que le coefficient d'un indice similaire n'est pas statistiquement significatif dans le cas de la Chine. Récemment, Bandiera & alii (2000), analysant l'impact de la libéralisation financière sur la mobilisation de l'épargne dans huit pays en développement, trouvent que la libéralisation financière a eu un impact direct positif et significatif dans 25% des pays ; il a été négatif et significatif dans deux autres pays et non significatif dans les quatre pays restants.

II. Environnement financier de l'Uemoa

Pour saisir l'impact de la libéralisation financière sur l'intermédiation bancaire dans l'Uemoa, il convient de présenter l'environnement des établissements de crédit³ de l'Union notamment les mesures de libéralisation financière⁴, l'évolution de leurs conditions financières et enfin, l'évolution de l'intermédiation bancaire.

II.1- Les mesures de libéralisation financière

Les principales mesures de libéralisation financière intervenues dans l'Union ont été prises pour l'essentiel en 1989 et 1993 (voir tableau n°1 en annexe 1). La Banque Centrale

³ Dans la loi bancaire de l'Uemoa, les banques et établissements financiers sont désignés par le terme établissement de crédit. Dans la suite, nous utiliserons indistinctement ce dernier terme ou le terme banque.

⁴ Pour une analyse détaillée par rapport au cadre macroéconomique de l'Uemoa, voir Semedo & Villieu (1997).

des Etats de l'Afrique de l'Ouest (Bceao) a significativement modifié sa politique de gestion des taux directeurs en 1989 avec le remplacement du taux d'escompte préférentiel et du taux d'escompte normal par un taux d'escompte unique. En 1993, il y a eu la mise en place du taux de prise en pension, un nouveau taux directeur intermédiaire entre le taux du marché monétaire et le taux d'escompte. Le marché monétaire de l'Union, mis en place en 1975, fonctionnait avec un compartiment au comptant et deux à terme (à un et trois mois, depuis 1978) avec un taux fixé par la Bceao selon l'adjudication mixte. Les principales mesures ont été : la création d'un marché interbancaire, d'un guichet d'appel d'offres et la fusion des trois compartiments en un seul guichet hebdomadaire (1993) ; la mise en œuvre d'une politique d'open-market en 1998 et la même année, la suppression de l'adjudication à la hollandaise de la Bceao adoptée deux ans plus tôt (1996).

Concernant les conditions des banques applicables à la clientèle, les taux débiteurs planchers ont été supprimés en 1989. La libéralisation totale des taux débiteurs est intervenue en 1993 avec la suppression des taux plafonds. Toutefois, les banques ne doivent pas charger des taux d'intérêt supérieurs au taux d'usure fixé par les autorités monétaires. Les banques ont été autorisées à rémunérer librement les dépôts privés à vue et les placements privés à terme de moins de 500.000 Fcfa à partir de 1989. A l'exception de la rémunération minimale pour placements privés de moins d'un an et inférieurs à 5 000 000 Fcfa et le taux fixe pour les placements contractuels (principalement les comptes d'épargne sur livret), toutes les autres conditions créditrices ont été libéralisées en 1993. Par ailleurs, pour renforcer cette orientation de politique financière, les programmes sectoriels de crédit ont été supprimés en 1989 et l'encadrement du crédit a été remplacé en 1993 par l'institution des réserves obligatoires en règle générale non rémunérées. Initialement identiques dans tous les pays, le coefficient et l'assiette des réserves obligatoires ont été ensuite différenciés depuis août 1998.

II.2- Les principales caractéristiques du réseau bancaire de l'Union

Le réseau bancaire de l'Union présente des traits assez marquants tant du point de vue de la forte concentration de l'intermédiation que de la faible bancarisation de la zone. De 1993 à 1999, les dix plus grandes banques universelles de l'Uemoa ont assuré en moyenne plus des 50% des crédits et des dépôts dans toute la zone. La différence est tout aussi importante par pays. Par exemple, les banques en activité en Côte d'Ivoire (le quart

de toute l'Union en 1999) contrôlaient en moyenne plus de 50% des ressources financières intermédiées dans toute l'Uemoa sur la période 1993-1997. Le volume des dépôts et de crédits intermédiés par les banques au Niger et au Bénin représentait respectivement 2,0% et 6,1% en 1997, alors que leur systèmes bancaires étaient composés respectivement de 12% et 8% de toutes les banques de l'Union en 1999.

En outre, les différentes économies de la zone présentent en général un faible niveau de bancarisation, même si de 1993 à 1999, les guichets permanents ou périodiques ouverts par le réseau bancaire ont augmenté en moyenne de 8,2% par an. En effet, bien que la représentation du réseau bancaire soit très inégale d'un pays à un autre avec des différences allant du simple au décuple, sur toute la zone il y avait en 1999 un guichet pour plus de 116.000 habitants, couvrant la superficie moyenne de 5.917 km². Par ailleurs, implantées en majorité dans les grandes villes, les banques s'intéressent principalement aux entreprises et filiales des sociétés étrangères. La présence importante des banques étrangères pour la plupart françaises mais également belges, américaines et libyennes dans l'Union est à ce point illustratif. En 1999, sept grands groupes étrangers ou régionaux dominaient le réseau bancaire de l'Uemoa à travers 39% des banques en exercice, représentant un peu plus de 60% des bilans cumulés des banques de l'Union⁵.

II.3- Evolution des conditions financières des ressources bancaires

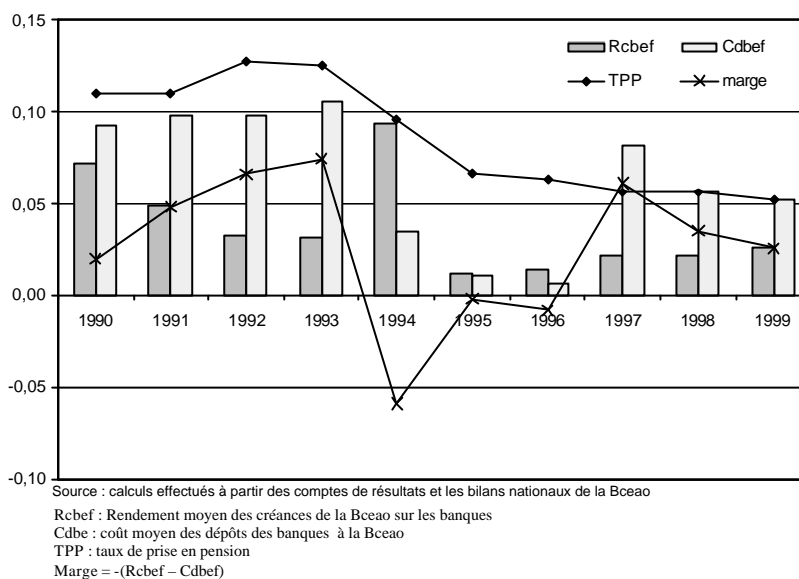
Nous avons évalué les conditions financières du refinancement des banques et de leurs opérations sur le marché monétaire en deux phases. Dans un premier temps, nous calculons les taux d'intérêt implicites des opérations des banques de l'Union avec la Bceao, à partir des comptes de résultats et les bilans nationaux de cette dernière⁶. Ensuite, nous comparons leur évolution par rapport au taux de prise en pension (TPP). Comparativement au taux du marché monétaire qui caractérise surtout les relations financières entre les établissements de crédit, le TPP traduit davantage les rapports entre les banques et la Bceao, notamment s'agissant des reprises de liquidité. La pondération dans le calcul du taux de prise en pension moyen est faite sur la base du nombre de jours

⁵ Statistiques des Rapports annuels de la Commission bancaire et des Notes et Informations statistiques de la Bceao.

⁶ Le recours aux données de la Bceao plutôt qu'à celles des banques elles-mêmes, tient uniquement au fait que dans les comptes de ces derniers la distinction n'est pas toujours évidente entre opérations avec la Bceao et avec les autres institutions financières.

dans l'année durant lequel le taux est resté inchangé. La marge réalisée par les banques sur les opérations avec la Bceao est donc égale à la différence entre le rendement moyen des créances de la Bceao sur les banques (*Rcbef*) et le coût moyen des dépôts des banques dans les comptes de la Bceao (*Cdbef*), pondérée par moins un (-1)⁷.

Graphique 1 : Évolution des conditions financières des opérations de la Bceao avec les banques



Sur le graphique ci-dessus, il apparaît une convergence entre le TPP moyen et la marge des opérations de la Bceao avec les établissements de crédit. Cela a été le résultat de la baisse du TPP moyen (principalement à cause de la libéralisation financière, passant de 10,95% en début de période à 5,25% en 1999) et de l'évolution, plus mitigée, de la marge d'intérêt des banques. Il est important de noter qu'au lendemain de la libéralisation financière, en l'occurrence sur la période 1990-1994, alors que les crédits bancaires à toute l'Union baissaient de 4,88%, les dépôts des banques à la Bceao augmentaient à peu près du même pourcentage (4,65%). Ensuite, mise à part la période 1994-1996, l'écart entre le rendement moyen et le coût moyen des opérations de la Bceao avec les banques a été

⁷ Le rendement moyen des créances de la Bceao sur les banques est obtenu par le rapport entre les produits sur les concours sur le refinancement, sur le marché monétaire et les pénalités sur réserves obligatoires et le total des créances sur les banques. Le coût moyen des dépôts des banques dans les comptes de la Bceao est égal aux charges financières liées aux opérations de cette dernière avec les banques divisées par le total de leurs dépôts. Nous supposons que *Rcbef* est équivalent, au signe opposé près, au coût moyen des capitaux empruntés par les banques à la Bceao. Quant *Cdbef* auprès de la Banque centrale, il s'agit du rendement des capitaux prêtés par les banques à cette dernière (au signe près).

positif, à cause certainement de l'excès de liquidité apparu au lendemain de la dévaluation du Franc Fcfa par rapport au Franc F de 1994 et ce malgré la titrisation mise en œuvre la même année dont l'objectif est d'éponger cette sur-liquidité des banques.

Par ailleurs, excepté au Bénin, dans tous les autres pays de l'Uemoa, le coût moyen des capitaux empruntés par les banques à la clientèle publique et privée non financière a significativement baissé après la libéralisation financière de 1989. En effet, dans toute l'Union (sauf la Guinée), ce coût moyen est passé de 3,76 à 2,12% des dépôts de la clientèle de 1990 à 1999. La plus importante baisse s'est produite au Togo (-9,5%), et au Niger (-9%). Quoique se situant légèrement au-dessus de la moyenne de la zone, ce coût moyen pour les banques au Bénin est passé de 0,4% en 1990 à 2,5% en 1999.

II.4- Evolution de l'intermédiation bancaire

Depuis la libéralisation financière de 1989, la mobilisation des dépôts bancaires est à la hausse dans la majorité des pays de l'Uemoa. La plus importante hausse des dépôts a été réalisée par les banques en exercice au Mali, avec un taux de croissance annuel de 13,4% de 1990 à 1999. Les contre-performances ont été enregistrées par les banques implantées au Niger et au Togo, avec une baisse moyenne annuelle respective de 6,0 et de 1,6%. De 1990 à 1999, les dépôts à vue ont connu un accroissement dans tous les pays, allant de 4% par an au Togo à 13% au Mali, à l'exception du Niger où les dépôts à vue ont baissé de 1%. Par ailleurs, le taux de croissance des dépôts à vue a été plus important que celui des dépôts à terme dans la quasi-totalité des pays à l'exception du Bénin, même si en volume, ils aient été moins importants mis à part au Bénin et au Mali. Quant aux dépôts publics, ils demeurent non négligeables, allant de 17% des dépôts bancaires en Côte d'Ivoire à 30 % au Burkina. Toutefois, sur la période 1990-1999 leur importance relative a baissé par rapport à la période 1980-1989.

Du point de vue du financement bancaire, on constate depuis la libéralisation, un accroissement des crédits à court terme. Dans la quasi-totalité des pays (sauf au Burkina et en Côte d'Ivoire), les crédits à court terme ont connu un accroissement moyen supérieur à celui de la période précédant cette réforme. La Côte d'Ivoire et le Togo sont les seuls pays dans lesquels le taux de croissance des crédits à moyen et long terme est supérieur aux crédits à court terme sur la période 1990-1999, avec respectivement 3,32% contre -1,22%

et 5,91% contre 1,61. Cette prédominance des crédits à court terme s'expliquerait par l'aspect gestion de risques. En effet, par exemple le financement à long terme fait appel à certaines dispositions de gestion de risques de liquidité et de taux, en plus des risques de crédit et d'insolvabilité (de Coussergues, 1996)⁸. A cela s'ajouterait la capacité limitée de l'absorption des crédits bancaires (Eboué 1998). Par ailleurs, on remarque que les banques dans l'Union sont en moyenne sur-liquides : le niveau des réserves obligatoires constituées par ces derniers auprès de la Bceao représentaient en moyenne en juin 1999 sept fois le montant requis. Toutefois, cette caractéristique des systèmes bancaires nationaux dans l'Uemoa semble commune à de nombreux autres systèmes bancaires. En effet, dans une récente étude empirique sur le comportement des banques, Demergüç-Kunt, Detragiache & Gupta (2000) trouvent que contrairement aux conclusions de nombreuses analyses théoriques⁹, d'une part les dépôts bancaires se sont plutôt accrûs et d'autre part, les crédits bancaires ont connu une baisse même pour les banques qui sont relativement peu affectées par la crise.

Parallèlement à la faible couverture des services bancaires, il se produit dans l'Union un développement des institutions financières informelles et décentralisées¹⁰ (Lelart, 1990 ; Gentil & Doligez, 1997). Même si le volume des dépôts des institutions de financement décentralisé demeure faible par rapport aux dépôts bancaires, leur taux de croissance est significatif. Par exemple, de 1993 à 1997, en Côte d'Ivoire, le taux de croissance moyen annuel des dépôts décentralisés a été de plus de 75% contre 17% pour les banques. Au Niger, sur la même période, alors que les dépôts bancaires baissaient à peu près de 6% par an, les dépôts collectés par l'ensemble des coopératives d'épargne et de crédit, des institutions de crédit direct et les projets à volet de crédit augmentaient de plus de 72%. L'évolution des crédits décentralisés est similaire. Mis à part la Côte d'Ivoire, les crédits de ces micro-finances dans les autres pays ont progressé de plus de 19% par an sur la période 1993-1997. Au Burkina, ce taux de croissance moyen annuel est de plus 66%.

⁸ Dans une étude réalisée lors d'un stage effectué à l'Agence principale de la *Sonibank* au Niger, l'essentiel des contrats de prêts octroyés selon une méthode de gestion de risque zéro durant le mois de novembre 1998 porte sur le court terme. Ces engagements totalisent 99% des contrats signés en quantité et en volume. Voir Ary Tanimoune (1998).

⁹ Les études théoriques établissent une corrélation importante entre les crises bancaires et les retraits massifs des dépôts (voir Diamond & Dybvig, 1983 et Allen & Gale, 1998).

¹⁰ Dans la littérature on parle aussi de *micro-finance*.

III. Modélisation

Dans cette section, nous présentons le modèle économétrique puis les tests de validité menés préalablement aux régressions sur données de panel.

III.1- Spécification du modèle économétrique

Nous analysons le développement financier du point de vue de l'évolution de l'épargne et du financement des économies. Pour chaque aspect de l'intermédiation, deux indicateurs ont été retenus. Leur choix, mis à part l'impératif dû à la disponibilité limitée des séries longues, tient au fait que les indicateurs utilisés contiennent les informations suffisantes à l'appréciation du développement financier dans les PMA¹¹ en général et de ceux de l'Uemoa en particulier.

Pour l'aspect mobilisation de l'épargne, suivant Demetriades & Luintel (1997), nous utilisons d'abord le ratio dépôts bancaires (dépôts à vue et à terme) sur le produit intérieur brut - respectivement les *lignes 24, 25 et 99b* des Statistiques Financières Internationales¹². Ce ratio noté *LDPIB* permet de rendre compte de la capacité des banques à mobiliser les dépôts. Le second indicateur est une mesure d'approfondissement financier (*LAF*), utilisée notamment par Chai & Laurenceson (1998) dans le cas de la Chine. Il est égal à la différence entre les engagements du système bancaire immédiatement exigibles (*ligne 55l*) et la monnaie fiduciaire détenue par les agents non financiers (*ligne 14a*), rapportés au PIB. *LAF* est un indicateur plus élargi que *LDPIB* car outre les dépôts bancaires, il prend en compte les dépôts des *autres institutions bancaires* "telles que les institutions d'épargne et de crédit hypothécaire, les caisses d'épargne postale, les mutuelles de crédit à la construction et de prêts, (...) et les institutions bancaires offshores"¹³.

Les deux indicateurs du financement des économies ont été choisis parmi les mesures standards proposées par King & Levine (1993a). Ils se rapportent tous à

¹¹ En l'occurrence, le faible développement des systèmes financiers traduit l'impossibilité de construire des indicateurs plus élaborés, notamment le financement boursier ou le financement de l'État à travers les bons du Trésor. Aussi, nous avons vu que le financement dans l'Uemoa est principalement bancaire.

¹² Les numéros de ligne renvois à la base de données SFI du FMI.

¹³ Statistiques financières internationales (1999), p.F-xv.

l'importance du financement bancaire. Toutefois, le premier capte uniquement le financement du secteur privé (*LCSP*) alors que le second englobe en plus le financement du secteur public (*LCRBE*). *LCSP* est donné par le ratio créances bancaires sur le secteur privé (*ligne 32d*) et le produit intérieur brut. *LCRBE* représente la somme des créances de la Bceao sur l'administration centrale (*ligne 12a*), des créances des banques sur l'administration centrale (*ligne 22a*) et sur le secteur privé (*ligne 22d*) rapportée au produit intérieur brut.

Les variables de contrôle sont le taux d'intérêt, l'indicateur de l'orientation de politique financière et la mesure du développement économique. Le taux d'intérêt créditeur réel, noté *TCR*, a été retenu pour l'analyse de l'évolution des dépôts bancaires. Concernant la rémunération des créances bancaires, n'ayant pu établir une série longue cohérente de taux d'intérêt débiteur dans l'Uemoa, notre choix s'est porté sur le taux d'escompte moyen, notée *TEM* au lieu du taux du marché monétaire (*TMM*) parce que selon Diop (1998), ce dernier n'exercerait pas d'effet statistiquement significatif à long terme sur les taux d'intérêt débiteurs dans l'Uemoa. Les séries des taux créditeurs nominaux (*ligne 60L*) et du *TEMR* étant identiques dans tous les pays du fait de la politique financière commune, le recours aux séries réelles permet de tenir compte du niveau d'inflation dans chaque pays¹⁴. Elles ont été calculées à partir de la variation relative annuelle de l'indice des prix à la consommation (*IPC, ligne 64, 1995 : base 100*) pour la Côte d'Ivoire, le Niger, le Sénégal et le Togo. Pour le Burkina, à cause de la série tronquée dans l'annuaire SFI-1999, nous avons transformé l'*IPC* base 1990 (annuaire SF-1994) en *IPC* base 1995. Pour le Bénin, nous avons utilisé le déflateur du PIB (base 1995) à défaut de la série longue de l'indice des prix à la consommation¹⁵. Les signes attendus des coefficients du taux créditeur et du taux d'escompte moyen sont respectivement positif et négatif. Les taux d'intérêt réels ont été calculés

L'indicateur de l'orientation de politique financière, noté *IPF*, a été construit suivant la méthodologie proposée par Demetriades & Luintel (1996). Dans un premier temps, on codifie les différentes mesures de politiques financières. Par exemple,

¹⁴ Le niveau d'inflation est souvent considéré comme étant un indicateur de répression financière, notamment à cause de seigneurage (McKinnon, 1973; Giovannini & de Melo, 1993).

¹⁵ Le Mali et la Guinée ont été exclus à cause de leur appartenance relativement récente à la zone (respectivement 1984 et 1997).

concernant les taux d'intérêt créditeur, on attribue la valeur 1 à la période durant laquelle il y a eu des taux planchers et 0 lorsque cette restriction est levée. Ensuite, on construit un indice synthétique sur la base des composantes principales pondérées par les proportions d'inertie respectives. Sous ces conditions de codification, une évolution ascendante indique une répression financière et le cas échéant, une libéralisation financière. Selon la théorie de la répression financière, le signe attendu du coefficient de *IPF* est négatif.

Dans la politique financière de l'Uemoa, nous avons identifié onze mesures susceptibles d'agir à travers *IPF* : la rémunération fixe et minimale des dépôts bancaires à terme supérieur à un an, la rémunération minimale et maximale des crédits bancaires, le plafond sur le refinancement des crédits de campagne, le taux d'escompte préférentiel, le taux d'usure, le programme de crédit, l'encadrement du crédit, les réserves obligatoires et l'organisation du marché monétaire. Cependant, la politique financière étant commune à tous les pays de l'Uemoa, nous avons inclus deux mesures de différenciation : le ratio masse monétaire sur PIB et le ratio avoirs extérieurs nets sur PIB. Le 1^{er} ratio permet de prendre en compte de l'efficacité relative du système de paiement (King & Levine, 1993a) et le second, la couverture appropriée de l'émission monétaire par les réserves change. Nous avons construit deux types d'indice de la politique financière : l'*IPF* national, propre à chaque pays, et l'*IPF* moyen pondéré (*IPFP*)¹⁶ de la zone afin de tenir compte des caractéristiques macro-économiques moyennes de la zone¹⁷.

Enfin, comme variable de développement économique, nous avons retenu le produit intérieur brut réel par habitant (*LPRH*). Les séries ont été construites à partir de la série PIB réel (*ligne 99bvp, 1995 : base 100*) pour tous les pays, sauf dans le cas du Burkina, pour lequel la série a été calculée à partir de l'indice des prix à la consommation *1990 : base 100*. Les séries relatives à la population (*ligne 99z*) sont des évaluations en milieu d'année. Le signe attendu du coefficient est positif.

Le modèle économétrique général utilisé s'inscrit dans le schéma présenté par Demetriades & Luintel (1996) et Arestis & Demetriades (1997) :

¹⁶ L'indice moyen pondéré est calculé à partir des moyennes du ratio masse monétaire sur PIB et les avoirs extérieurs nets sur le PIB de chaque pays.

¹⁷ Afin de faciliter l'interprétation des coefficients des régressions, nous utilisons le logarithme des indices de répression financière, après avoir transformé les variables initiales, étant donné qu'elles comportent des valeurs négatives.

$$LDF_{t,N} = a_0 + a_1 LDE_{t,N} + a_2 TI_{t,N} + a_3 LIRF_{t,N} + u_{t,N} \quad (1.)$$

avec DF un indicateur de développement financier ; TI , le taux d'intérêt ; IPF , l'indicateur de politique financière ; DE , un indicateur de développement économique, u les résidus et N , les pays de l'Uemoa sauf le Mali et la Guinée. Le L placé devant les variables traduit l'utilisation du logarithme népérien de la série statistique. Les séries comportent 30 points (1970-1999) à l'exception de celle des taux d'intérêt créditeur qui n'en comporte que 23 (1970-1992). L'échantillon limité des séries des taux d'intérêt créditeur impose la limitation de la période d'analyse de la mobilisation de l'épargne sur une même période. La technique d'estimation des données en panel est la régression à effets fixes¹⁸ compte tenu de l'hypothèse sous-jacente à la spécificité de chaque système bancaire national.

III.2- Tests de racine unitaire et de cointégration sur données de panel

Les principaux tests de racine unitaire sur données de panel sont ceux de Levin & Lin (1993) et de Im, Pesaran & Shin¹⁹ (1997). Ce dernier, similaire au test ADF de Dickey & Fuller (1979), a été retenu car il semble plus stable et efficace mais aussi parce qu'il demeure applicable aux modèles de données de panel de petite taille. Brièvement, le test s'écrit en considérant le modèle suivant :

$$y_{it} = \mathbf{r}_i y_{it-1} + z_{it}' \mathbf{g} + u_{it} \quad (2.)$$

avec $i = 1, \dots, N$ et $t = 1, \dots, T$; y_{it} , la série, z_{it} , la composante déterministe et u_{it} le résidu. L'équation ADF permettant de mettre en place le test de racine unitaire s'obtient en réécrivant la série des résidus sous une forme auto-régressive de façon à faire ressortir la corrélation sérielle par rapport aux individus. Soit :

¹⁸ L'estimation des données de panel à effets fixes se fait selon la méthode *LSDV* (Least Square Dummy Variable). Elle consiste, pour tenir compte de la variance intra-groupe de la variable endogène, à introduire des variables muettes correspondant au vecteur associé à la constante dans la spécification du modèle à estimer. Les coefficients estimés, appelés *withins*, sont des estimateurs linéaires sans biais.

¹⁹ Par la suite nommé IPS (1997). Voir Baltagi & Kao (2000) pour une revue de la littérature sur ce sujet.

$$u_{it} = \sum_{j=1}^{p_i} \mathbf{j}_{ij} u_{it-j} + \mathbf{e}_{it} \quad (3.)$$

$$(3.) \text{ dans } (2.) \Rightarrow y_{it} = \mathbf{r}_i y_{it-1} + \sum_{j=1}^{p_i} \mathbf{j}_{ij} \Delta y_{it-j} + \mathbf{z}_{it}' \mathbf{g} + \mathbf{e}_{it} \quad (4.)$$

Le test de IPS (1997) consiste à utiliser la moyenne des *t-ADF* pour chaque individu afin de dériver une nouvelle statistique \bar{t}_{NT} égale à : $\frac{1}{N} \sum_{i=1}^n t_{r_i}$. Les auteurs ont fourni par simulation les estimations des paramètres de la distribution de \bar{t}_{NT} , (moyenne \mathbf{m} et variance \mathbf{w}) permettant la transformation centrée réduite sur laquelle portera le test de validation. La statistique centrée réduite *t-bar* (notée *IPS-ADF*) est égale à $\frac{\sqrt{N}(\bar{t}_{NT} - \mathbf{m}_T)}{\sqrt{\mathbf{w}_T}} \rightsquigarrow N(0,1)$. IPS (1997) montrent que sous l'hypothèse nulle $H_0 : \mathbf{r}_i = 1$ (pour tout i) la série est non stationnaire versus l'hypothèse alternative $H_1 : \mathbf{r}_i < 1$ (pour au moins un i).

L'ordre d'intégration des séries permet de déterminer si les modèles à correction d'erreurs, dont le principe repose sur la cointégration, sont applicables. Selon Engle & Granger, 1987, des séries statistiques intégrées d'ordre d sont dites cointégrées s'il existe une combinaison linéaire de ces séries qui soit stationnaire (i.e. une relation de long terme). Si les tests de cointégration sur les modèles multivariés avec séries individuelles sont bien connus depuis les travaux de Johansen (1988), ceux qui portent sur les données de panel le sont moins. L'un de ces tests a été proposé par Pedroni (1999)²⁰.

Il présente une série de sept statistiques dont quatre applicables aux modèles multivariés de données de panel à *effets fixes*. Les trois premières statistiques du test sont non paramétriques : la *panel v-statistic*, dérivée à partir de la variance du processus ; la *panel r-statistic* et la *panel t-statistic* respectivement similaire au *rho* et au *t* de Philips & Perron. La quatrième statistique (*panel t-ADF statistic*), paramétrique, est similaire au *t* de Duckey-Fuller augmenté (voir annexe 2). L'interprétation des tests est la suivante : sous

²⁰ Dans cet article, l'auteur analyse la relation de cointégration dans un modèle multivarié de données de panel hétérogènes, sans toutefois poser les questions de normalisation, ni au nombre de vecteurs de cointégration potentiels. En ce sens, les tests de cointégration de Pedroni (1999) se présentent comme un développement de la méthode de Engle & Granger (1987).

l'hypothèse alternative ($H_1 : \mathbf{g}_i = \mathbf{g} < 1$, pour tout i), la valeur de *panel v-statistic* tend vers $+\infty$: l'hypothèse nulle de non cointégration est alors rejetée pour les valeurs qui tendent vers la queue droite de la distribution gaussienne. Ainsi, à 5%, on accepte l'existence d'une relation de cointégration lorsque la *panel v-statistic* est supérieure à 1,645. Pour les trois autres statistiques, sous l'hypothèse H_1 , leurs valeurs tendent vers $-\infty$. De ce fait, l'hypothèse nulle $H_0 : \mathbf{g}_i = 1$ pour tout i (non cointégration) est rejetée à 5% pour les valeurs inférieures à -1,645.

De plus, comme il arrive que les quatre tests ne mènent pas à la même conclusion²¹, ils ont été complétés par le test de racine unitaire IPS-ADF sur les résidus de l'équation de cointégration (1.). Aussi, comme il n'existe pas à notre connaissance une méthode standard qui permette de spécifier la forme de l'équation (3.), en l'occurrence s'il faut inclure ou non un trend, nous avons adopté la méthode qui consiste à garder le trend lorsque son coefficient est significatif (Buetler & Dueker, 1999)²².

IV. Résultats et commentaires

Les résultats des différents tests de stationnarité et de cointégration sont résumés dans les tableaux n°2 et 3. Toutes les variables, à l'exception des séries de taux d'intérêt et de celle des indices nationaux de répression financière (1970-1992), sont intégrées d'ordre un. Contrairement à la généralité, le test de racine unitaire de IPS-ADF sur le taux d'escompte moyen réel et le taux créditeur réel (respectivement - 6,44 et - 6,13) conduit à rejeter l'hypothèse nulle H_0 de non-stationnarité. Cela s'expliquerait certainement par leur évolution (voir graphique 2, annexe 2).

²¹ En outre, à partir des différentes simulations menées, Pedroni (1999) ne parvient pas à établir une classification des tests en terme de robustesse, même pour les données de panel de petite taille (T=20) la *panel v-statistic* et la *panel rho-statistic* semblent donner de meilleurs résultats (Pedroni, 1997, p.22).

²² Levin & Lin (1993) indiquent qu'il faut garder dans la spécification finale la même que celle qui a été utilisée dans le test de racine unitaire pour ne pas biaiser les estimateurs.

Tableau 2 : Tests de racine unitaire

| | Modélisation du crédit ¹ | | | Modélisation de l'épargne ² | | |
|--------------|-------------------------------------|----------------|-------------|--|----------------|-------------|
| | Niveau | Diff. première | | Niveau | Diff. première | |
| | (N=6 ; T=30) | (N=6 ; T=29) | | (N=6 ; T=23) | (N=6 ; T=22) | |
| LCRBE | -0,004 | -8,610* | I(1) | | | |
| LCSP | 1,170 | -8,843* | I(1) | | | |
| LAF | | | | -1,321 | -11,186* | I(1) |
| LDPIB | | | | -1,726 | -11,001* | I(1) |
| LPRH | -1,930 | -14,035* | I(1) | -0,291 | -8,943* | I(1) |
| LIPF | 1,950 | -10,526* | I(1) | 3,217* | | I(0) |
| LIPFP | -0,167 | -10,066* | I(1) | 2,639 | -10,210* | I(1) |
| TEMR | -6,437* | | I(0) | | | |
| TCR | | | | -6,127* | | I(0) |

¹: Valeurs critiques respectives à 1, 5 et 10% calculées par extrapolation linéaire à partir de IPS (1997), table 4, pour N=5 ; 6 et T=30 : -2,990 ; -2,740 et -2,605 (avec trend).

²: Valeurs critiques respectives à 1, 5 et 10% calculées par extrapolation linéaire à partir de IPS (1997), table 4, pour N=6 et T=20 ; 25 : -3,029 ; -2,758 et -2,621 (avec trend).

* : les données en panel stationnaires à 5%. Les variables expliquées sont en gras.

Par ailleurs, pour toutes les équations de développement financier et quel que soit l'indice de politique financière utilisé, les quatre tests de cointégration de Pedroni (1999) conduisent à ne pas rejeter l'hypothèse nulle de non cointégration. Ce résultat est confirmé par le test de racine unitaire IPS-ADF sur les résidus des différentes équations de cointégration. Enfin, les tests de Fisher (F) indiquent que la contrainte d'effets fixes n'affecte pas la validité des régressions.

Tableau 3 : Tests de cointégration

| | LCRBE | | LCSP | | LAF | | LDPIB | |
|-----------------------------------|--------------|--------|-------------|--------|------------|--------|--------------|--------|
| | (1) | (2) | (1) | (2) | (1) | (2) | (1) | (2) |
| Panel v-stat¹ | -1,013 | -2,196 | -1,351 | -2,005 | 0,850 | 0,175 | 0,667 | 0,401 |
| Panel rho-stat¹ | 1,198 | 1,502 | 1,079 | 1,705 | -0,203 | 0,516 | -0,459 | 0,110 |
| Panel pp-stat¹ | 0,620 | 0,803 | 0,400 | 1,374 | -1,084 | -0,862 | -1,626 | -1,560 |
| Panel adf-stat¹ | 0,103 | 0,378 | 0,628 | 0,441 | -1,108 | -0,638 | -1,253 | -1,427 |
| IPS ADF-stat² | -1,606 | -1,490 | -2,015 | 0,304 | -1,290 | -1,623 | -1,185 | -1,544 |

¹: Panel cointegration statistics (Pedroni, 1999). Pour Panel v-stat, la valeur critique à 5% est 1,645 et pour les trois autres -1,645. ²: Valeur critique de IPS ADF-stat à 1, 5 et 10% calculées par approximation à partir de IPS (1997), table 4, pour N=5 ; 6 et T=30 : -2,990 ; -2,740 et -2,605 resp. (avec trend) et pour N=6 et T=20 ; 25 : -3,029 ; -2,758 et -2,621 resp. (avec trend).

(1) et (2) renvoient aux régressions effectuées avec respectivement *LIPF* et *LIPFP*.

L'impact *indirect* de la libéralisation financière sur la mobilisation de l'épargne, mesuré à travers le coefficient des taux d'intérêt créditeur réel (*TCR*) semble avoir joué un rôle important car tous les coefficients de ce dernier apparaissent significatifs avec le signe positif attendu, quelle que soit la variable expliquée, qu'il s'agisse des dépôts bancaires (*LDPIB*) ou des engagements du système bancaire immédiatement exigibles (*LAF*). On remarque que l'impact est plus important dans le cas de *LDPIB* avec un coefficient moyen

de 0,96 contre 0,62 pour *LAF*. Cela serait dû au fait que ce dernier englobe des institutions qui ne feraient pas d'intermédiation courante (les banques offshores par exemple). Dans le cas du financement des économies, cet impact indirect semble plus mitigé : d'une part les coefficients du *TEMR* apparaissent dans toutes les régressions avec un signe positif contraire à celui qui est espéré.

Tableau 4 : Résultats économétriques, financement des économies

| N=29 ; T=6 | DLCRBE | | | | DLCSP | | | |
|---------------------------|----------------------------|----------------------------|----------------------------|----------------------------|----------------------------|----------------------------|----------------------------|----------------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (1) | (2) | (3) | (4) |
| DLPRH | -0,482 (-2,972)* | -0,486 (-2,932)* | -0,444 (-2,661)* | -0,480 (-2,839)* | -0,461 (-3,405)* | -0,464 (-3,360)* | -0,419 (-3,060)* | -0,456 (-3,258)* |
| TEMR | 0,223 (1,627) | 0,192 (1,412) | 0,198 (1,369) | 0,189 (1,363) | 0,451 (2,578)* | 0,418 (2,403)* | 0,417 (2,308)* | 0,417 (2,348)* |
| DLIPF | 0,093 (2,117)* | | | | 0,080 (1,590) | | | |
| DLIPFP | | 0,019 (1,003) | | | | 0,012 (0,688) | | |
| DLIPF_BE | | | 0,200 (1,034) | | | | 0,257 (1,038) | |
| DLIPF_BF | | | 0,195 (1,401) | | | | 0,154 (1,260) | |
| DLIPF_CI | | | -0,032 (-0,673) | | | | -0,030 (-0,625) | |
| DLIPF_N | | | 0,129 (1,390) | | | | 0,107 (0,924) | |
| DLIPF_S | | | 0,057 (2,068)* | | | | 0,038 (0,994) | |
| DLIPF_T | | | 0,148 (1,177) | | | | 0,088 (0,786) | |
| DLIPFP_BE | | | | 0,013 (0,207) | | | | 0,037 (0,623) |
| DLIPFP_BF | | | | 0,007 (0,183) | | | | -0,025 (-0,592) |
| DLIPFP_CI | | | | -0,017 (-0,617) | | | | -0,022 (-0,736) |
| DLIPFP_N | | | | 0,045 (1,140) | | | | 0,038 (1,734)** |
| DLIPFP_S | | | | 0,040 (0,945) | | | | 0,021 (0,430) |
| DLIPFP_T | | | | 0,026 (0,598) | | | | 0,019 (0,496) |
| @TREND | -0,005 (-3,431)* | -0,006 (-3,938)* | -0,005 (-2,975)* | -0,006 (-3,872)* | -0,008 (-4,034)* | -0,009 (-4,503)* | -0,008 (-3,635)* | -0,009 (-4,431)* |
| C_BE | 0,097 | 0,105 | 0,093 | 0,105 | 0,128 | 0,135 | 0,126 | 0,136 |
| C_BF | 0,136 | 0,146 | 0,132 | 0,145 | 0,147 | 0,155 | 0,141 | 0,153 |
| C_CI | 0,094 | 0,102 | 0,081 | 0,100 | 0,107 | 0,114 | 0,094 | 0,112 |
| C_N | 0,094 | 0,102 | 0,088 | 0,103 | 0,084 | 0,091 | 0,077 | 0,092 |
| C_S | 0,106 | 0,114 | 0,097 | 0,115 | 0,120 | 0,127 | 0,110 | 0,128 |
| C_T | 0,114 | 0,123 | 0,108 | 0,123 | 0,129 | 0,137 | 0,121 | 0,137 |
| R ² | 0,208 | 0,184 | 0,23 | 0,187 | 0,221 | 0,208 | 0,241 | 0,210 |
| R ² bar | 0,165 | 0,139 | 0,16 | 0,115 | 0,178 | 0,164 | 0,174 | 0,141 |
| F | 14,359 | 12,348 | 5,98 | 4,557 | 15,524 | 14,327 | 6,304 | 5,288 |
| F prob | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 |
| IPS ADF-stat ¹ | -6,428* | -6,081* | -3,503* | -3,549* | -5,978* | -6,443* | -8,556* | -8,483* |

*, ** : significatif respectivement à 5% et 10%

¹ : Valeur critiques de IPS ADF-stat à 1 et 5% calculées par extrapolation linéaire à partir de IPS (1997), table 4, pour N=5 ; 6 et T=30 : -3,00 et -2,78.

D'autre part, les régressions ne mettent en évidence un impact indirect de la libéralisation financière que lorsqu'il s'agit des crédits bancaires au secteur privé (*LCSP*). En effet, tous les coefficients du taux d'escompte moyen réel dans les équations de *LCSP* (de niveau

moyen égal à 0,42) sont significatifs. La non significativité des coefficients dans l'évolution des crédits du réseau bancaire à l'économie pourrait s'expliquer essentiellement par la prise en compte des créances bancaires sur le secteur public.

Tableau 5 : Résultats économétriques, mobilisation de l'épargne

| N=22 ; T=6 | DLAF | | | | DLDPIB | | | |
|---------------------------|-----------------------------|-----------------------------|-----------------------------|-----------------------------|----------------------------|----------------------------|----------------------------|-----------------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (1) | (2) | (3) | (4) |
| DLPRH | -0,463 (-1,794)** | -0,463 (-1,814)** | -0,457 (-1,745)** | -0,469 (-1,779)** | -0,526 (-1,488) | -0,529 (-1,511) | -0,512 (-1,448) | -0,543 (-1,502) |
| TCR | 0,619 (2,445)* | 0,623 (2,543)* | 0,620 (2,437)* | 0,633 (2,512)* | 0,958 (2,636)* | 0,966 (2,728)* | 0,943 (2,576)* | 0,986 (2,719)* |
| LIPF | 0,001 (0,060) | | | | -0,008 (-0,281) | | | |
| DLIPFP | | 0,014 (0,477) | | | | -0,013 (-0,354) | | |
| LIPF_BE | | | -0,057 (-0,637) | | | | -0,067 (-0,652) | |
| LIPF_BF | | | -0,001 (-0,008) | | | | -0,063 (-0,503) | |
| LIPF_CI | | | -0,001 (-0,033) | | | | -0,007 (-0,191) | |
| LIPF_N | | | 0,041 (0,506) | | | | 0,073 (0,873) | |
| LIPF_S | | | 0,000 (-0,002) | | | | -0,010 (-0,403) | |
| LIPF_T | | | 0,027 (0,266) | | | | 0,029 (0,249) | |
| DLIPFP_BE | | | | -0,087 (-1,086) | | | | -0,145 (-1,754)** |
| DLIPFP_BF | | | | 0,077 (2,126)** | | | | 0,080 (2,682)* |
| DLIPFP_CI | | | | 0,004 (0,174) | | | | -0,001 (-0,022) |
| DLIPFP_N | | | | 0,040 (1,959)** | | | | 0,008 (0,325) |
| DLIPFP_S | | | | 0,034 (1,871)** | | | | 0,028 (1,616) |
| DLIPFP_T | | | | 0,016 (0,350) | | | | -0,045 (-0,882) |
| @TREND | -0,010 (-4,045)* | -0,009 (-3,981)* | -0,010 (-3,738)* | -0,009 (-3,908)* | -0,014 (-3,772)* | -0,014 (-3,807)* | -0,014 (-3,561)* | -0,015 (-3,769)* |
| C_BE | 0,152 | 0,154 | 0,310 | 0,147 | 0,232 | 0,213 | 0,392 | 0,206 |
| C_BF | 0,157 | 0,159 | 0,163 | 0,164 | 0,345 | 0,327 | 0,493 | 0,335 |
| C_CI | 0,114 | 0,116 | 0,121 | 0,116 | 0,194 | 0,176 | 0,193 | 0,179 |
| C_N | 0,147 | 0,149 | 0,044 | 0,152 | 0,220 | 0,201 | 0,008 | 0,204 |
| C_S | 0,135 | 0,137 | 0,140 | 0,139 | 0,214 | 0,196 | 0,222 | 0,200 |
| C_T | 0,137 | 0,139 | 0,070 | 0,140 | 0,217 | 0,198 | 0,122 | 0,198 |
| R ² | 0,150 | 0,151 | 0,155 | 0,167 | 0,241 | 0,241 | 0,250 | 0,260 |
| R ² bar | 0,087 | 0,088 | 0,054 | 0,067 | 0,185 | 0,185 | 0,160 | 0,172 |
| F | 7,157 | 7,218 | 2,687 | 2,934 | 12,881 | 12,898 | 4,863 | 5,150 |
| F prob | 0,000 | 0,000 | 0,010 | 0,005 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 |
| IPS ADF-stat ¹ | -11,646* | -11,649* | -10,729* | -11,376* | -10,045* | -9,992* | -10,944* | -11,184* |

* : significatif à 5%, ** : significatif à 10%

¹ : Valeur critique de IPS ADF-stat à 1 et 5% calculées par extrapolation linéaire à partir de IPS (1997), table 4, pour N=6 et T=20 ; 25 : -3,03 et -2,76,

Mesuré à travers les indices de politique financière l'impact direct de la libéralisation financière sur l'intermédiation bancaire dans l'Uemoa paraît assez mitigé. Cet impact semble insignifiant dans les modèles (2C ;D), c'est-à-dire les régressions effectuées avec un coefficient pour l'indice moyen pondéré de l'Union identique pour tous

les pays, que la variable expliquée soit la mobilisation de l'épargne ou l'octroi de crédit. Bien qu'il soit relativement faible (0,093), seul le coefficient des indices nationaux de politique financière apparaît significatif dans l'équation du crédit du réseau bancaire à l'économie (modèle 1C). Dans ce dernier cas, on pourrait penser qu'avec la libéralisation financière, les banques n'ayant plus intérêt à financer considérablement le secteur public, cela s'est traduit par la baisse du crédit à l'économie.

Par ailleurs, nous avons isolé l'impact direct de la libéralisation financière dû à chaque système bancaire national en estimant l'équation (1.) avec des coefficients différenciés pour les indices de politique financière. Dans les régressions avec les indices nationaux de politique financière (modèles 3), les coefficients ne sont pas significatifs dans l'explication de la mobilisation de l'épargne quelle que soit la variable prise en compte (*LDPIB* et *LAF*), dans celle du crédit au secteur privé (*LCSP*) et du crédit du réseau bancaire à l'économie (*LCRBE*) à l'exception de l'indicateur du Sénégal pour cette dernière variable. Pour ce pays, le signe de *LIPF_S* est en outre positif (0,057), indiquant que les banques au Sénégal semblent avoir plutôt contribué davantage à la réduction des dépôts bancaires de toute l'Union.

L'implication directe des systèmes bancaires nationaux est plus significative lorsque l'impact est capturé à travers l'indice moyen de politique financière (modèles 4). D'abord, s'agissant de la mobilisation des dépôts bancaires, les coefficients de l'indice synthétique pour le Bénin, le Burkina, le Niger et le Sénégal apparaissent significatifs dans les différentes estimations. Dans le cas de la variable d'approfondissement financier (*LAF*), pour les trois derniers pays, le coefficient est positif (respectivement, 0,077 ; 0,040 et 0,034). Dans l'estimation de la capacité des banques à mobiliser l'épargne (*LDPIB*), il est positif (0,080) pour le Burkina, et négatif et relativement important pour le Bénin (-0,145). Ensuite, quelle que soit la variable expliquée du financement de la zone, nous n'avons pas pu établir un impact direct mesuré à travers les systèmes bancaires nationaux à l'exception de celui du Niger. En effet, seul le coefficient pour ce pays est significatif et de surcroît positif (0,038), laissant penser que les banques qui y sont implantées auraient *activement* contribué à la réduction du financement dans l'Uemoa.

Enfin, nous trouvons dans toutes les régressions que le niveau de développement économique, mesuré à travers le produit intérieur brut réel par habitant, a un coefficient

néгатif. Il est significatif à 5% quelle que soit la variable de financement utilisée (*LCRBE* et *LCSP*) alors qu'il est significatif à 10% uniquement dans l'estimation de l'épargne capturée à travers l'engagement des banques immédiatement exigible (*LAF*). Ce résultat en apparence aberrant, pourrait s'expliquer par le fait que la production du secteur informel entre pour une large part dans la composition de la production de l'Uemoa alors que les agents non financiers qui œuvrent dans ce segment de l'économie sont exclus des systèmes bancaires. D'ailleurs, c'est certainement pourquoi l'intermédiation financière réalisée par les institutions du secteur de la microfinance gagne de plus en plus de terrain depuis son officialisation par les autorités monétaires de l'Union.

Conclusion

Nos résultats mettent en évidence un impact indirect de la libéralisation financière allant dans le même sens que les recommandations des défenseurs du paradigme de la répression financière à propos de l'épargne et dans le sens contraire s'agissant du crédit, conformément aux réserves formulées par les adversaires de la libéralisation financière. Aussi, lorsque l'on prend en compte les conditions macro-économiques moyennes de l'Uemoa, il semble que la libéralisation financière ait entraîné une baisse de l'épargne du fait de l'impact direct négatif causé par les systèmes bancaires du Burkina, du Niger et du Sénégal. De même, l'impact direct positif obtenu à travers le système bancaire béninois semble avoir été selon toute vraisemblance insuffisant pour l'emporter à l'échelle de toute l'Union. Il nous semble que les banques, avec la libéralisation financière, ont géré la mobilisation de l'épargne suivant l'évolution du taux d'intérêt créditeur alors qu'elles n'ont pas répercuté sur les crédits distribués les signaux émis par la Bceao à travers la baisse du taux d'escompte. Cela laisse penser que les banques n'ont pas joué le jeu de libéralisation financière²³, suggérant une possibilité de mise en œuvre de mesures de politique de financement contraint dans l'esprit de Hellman & alii (1997).

²³ En analysant la productivité des banques dans l'Uemoa, nous trouverons des résultats qui vont dans le même sens : le taux d'escompte et les crédits bancaires y sont déterminants alors que les dépôts bancaires n'y ont pas eu d'incidence (voir Ary Tanimoune, 2001).

Bibliographie

- Amable B. & Chatelain J-B. (1995): "Efficacité des systèmes financiers et développement économique" *Economie Internationale*, n°61, 1^{er} trimestre, pp.99-130.
- Arestis P. & Demetriades P. (1997): "Financial development and economic growth : assessing the evidence", *The International Journal*, 107, mai, pp. 783-799.
- Ary Tanimoune N.O. (1998) : "Quelques éléments d'analyse des comportements des banques vis-à-vis du risque en matière d'offre de crédit à l'économie nigérienne : l'exemple de la Société Nigérienne de Banque", *étude réalisée à la Société Nigérienne de Banque (Sonibank)*.
- Ary Tanimoune N.O. (2001) : "Les déterminants de la marge bancaire dans l'Uemoa: une analyse sur données de panel", *document de recherche, n°2001-26, Laboratoire d'Economie d'Orléans*.
- Balgati B.H. & Kao C. (2000) : « Non stationary panels, cointegration in panels and dynamic panels : a survey », <http://www.maxwell.syr.edu/maxpages/faculty/cdkao/working/change.pdf>
- Bandiera O., Capio G., Honohan P. & Schiantarelli F. (2000) : « Does Financial Reform Raise or Reduce Savings? » *Review of Economics and Statistics* 82(2), 239-263.
- Buetler A. & Dueker M. (1999) : « Does foreign innovation affect domestic wage inequality ? » in *Journal of International Economics*, vol.47, n°1, pp.61-89.
- Chai J.C.H. & Laurenceson J. (1998) : « Financial liberalization and financial depth in China » *Saving and Development*, vol.XXII, n°4, pp.393-413.
- Courakis A.S. (1984): "Constraints on bank choices and financial repression in less developed countries", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol.46, pp.341-370.
- Demetriades & Devereux (1992) : « Investment and financial repression: theory and evidence from 63 LDC's », *Working paper* 92-16, Keele University.
- Demetriades P. & Luintel K. (1997): "The direct cost of financial repression : evidence from India" *The Review of Economics and Statistics*, vol. LXXIX, n° 2, pp. 311-320.
- Demetriades P. & Luintel K.(1996) : "Financial development, economic growth and banking sector control : evidence from India" *The Economic Journal*, n°106, pp.359-374.
- Demirgüç-Kant A., Detragiache E. & Gupta P. (2000): "Inside the crisis: an empirical analysis of banking systems in distress", *IMF Working Paper*; WP/00/156.
- Dickey, D. A. et Fuller W. A., (1979), Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root, *Journal of the American Statistical Association*, 74, pp. 427-431.
- Diery S. & Yasim E.H. (1993) : « Financial liberalization in Africa », *World Development*, vol.21, n°11, pp.1867-1881.
- Diop P-L. (1998) : « L'impact des taux directeurs de la Bceao sur les taux d'intérêt débiteurs des banques » *Document d'Etudes et de Recherche*, Notes d'Informations et Statistiques Bceao, juil/août/sept., n°483/484.
- Eboue C. (1990): "Les effets macro-économiques de la répression Financière dans les Pays en développement" *Economie Appliquée*, tome LXIII, n° 4, pp. 93-117.

- Eboue C. (1998) : « La libéralisation financière dans les pays en développement – une évaluation préliminaire du cas africain », *Gestion macro-économique, nouvelles approches et enjeux de politique économique*, Abidjan, octobre 1998.
- Engle R.F. et Granger C.W.J., (1987), « Cointegration and Error Correction : Representation, Estimation and Testing », *Econometrica*, 55, pp.251-276.
- Fry M. (1978): "Money and capital or financial deepening in economic development" *Journal of Money, Banking and Credit*, Vol 10, n° 4, pp. 464-475.
- Fry M. (1979) : « The cost of financial repression in Turkey », *Saving and Development*, vol°3, n°2, pp.127-135.
- Fry M. (1982) : « Models of financially repressed developing economies » *World Development*, vol. 10, no. 9, pp. 731-750.
- Fry M. (1995) : Money, interest and banking in economic development, 2nd edition, London, John Hopkins University press.
- Galbis V. (1977): "Financial intermediation and economic growth in Less-Developed Countries: a theoretical approach" *Journal of Development Studies*, Vol. 13, n° 2, pp.58-72.
- Gentil D. & Doligez F. (1997) : Impact des systèmes financiers décentralisés (Etudes comparées dans trois pays d'Afrique de l'Ouest : Bénin, Burkina Faso, Guinée), Rapport de Synthèse, Secrétariat d'Etat à la Coopération, France.
- Giovannini A. (1983): "The interest elasticity of saving in developing countries: the existing evidence" *World Development*, Vol 11, n°7, pp. 601-607.
- Greene J. & Villanueva D. (1991) : « Private investment in Developing countries : an empirical analysis », *IMF Staff Papers*, vol.38, n°1, pp.33-58.
- Gupta K.L. (1984) : « Financial intermediation, interest rate and structure of savinfs evidence from Asia », *Journal of Economic Development*, vol.9, n°1, pp.7-23.
- Hellmann T. & Mordock & Stiglitz J. (1997) : « Financial Restraint:Towards a New Paradigm » *The Role of Government in East Asian Economic Development Comparative Institutional Analysis* (Aoki M. & alii eds), pp.163-207.
- Im, K. Pesaran H. & Shin Y. (1997) : « Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels » manuscript, University of Cambridge (version of December 1997).
- Johansen S. (1988), « Statistical Analysis of cointegration vectors », *Journal of Economic Dynamics and Control*, n° 12, pp.231-254.
- King R. & Levine R. (1993a): "Financial intermediation and economic development" *Capital markets and Financial Intermediation* (eds Mayer C. & Vives X.), Cambridge, Cambridge University Press.
- King R. & Levine R. (1993b): "Finance and growth: Schumpeter might be right" *Quartely Journal of Economic*, n°18, pp. 717-737.
- Lelart M. (1990) (ed.) : *La tontine, pratique informelle d'épargne et de crédit dans les pays en développement*, Edition J. Libbey Eurotext, Paris.
- Levin A. & Lin C-F (1993) : « Unit root tests in panel data : new results » in *University of California SD Discussion Paper 93-56*, december.

- Mahar J. & Williamson M. (1998) : «A Survey of Financial Liberalization» *Essays in International Finance* No.211, Department of Economics, Princeton University.
- Mathieson J. D. (1980): "Financial reform and stabilization policy in a developing economy" *Journal of Development Economics*, n° 7, pp. 359-395.
- Mckinnon R.I. (1973) : Money and capital in Economic Development, the Brooking Institution, Washington.
- Notes d'informations et Statistiques, Bceao, diverses éditions.
- Owoundi F. (1992) : «Accès au crédit bancaire, développement du système informel et mobilisation de l'épargne en Afrique» *l'Actualité Economique, Revue d'Analyse Economique*, vol.68, n°4, pp.665-696.
- Pagano M. (1993) : «Financial markets and Growth» *European Economic Review*, vol.37, pp.613-622.
- Pedroni P.(1997) : "Panel cointegration, asymptotic and finite sample properties of pooled time series tests with an application to the PPP hypothesis. New results.", *Indiana University*, paper revised, April.
- Pedroni P. (1999) : «Critical values for cointegration tests in heterogeneous panel with multiple regressors» in *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol.61, n°4, pp.653-670.
- Rapport annuel, *Commission Bancaire, Bceao*, diverses éditions.
- Rapport sur le développement dans le Monde ; Banque Mondiale, 1989 & 2001.
- Semedo G. & Villieu P. (1997) : La zone franc – mécanismes et perspectives macroéconomiques, Ellipses, Ed Marketing SA.
- Shaw E.S.: Financial deepening in Economic Development, New-York. 1973, Oxford University Press.
- Statistiques Financières Internationales, *Fonds Monétaire International*, Annuaire 1994, 1999.
- Stiglitz J. (1994) : «The role of the state in financial markets» *Proceedings of the World Bank Annual Conference on Development Economics*, 1993, Supplement to the World Bank Economic Review and the World Bank Research Observer, pp. 19-52.
- Thornton J. (1991): "The financial repression paradigm: a survey of empirical research" *Saving and Development*, Vol 15; n° 1.
- Van Wijnbergen S. (1983): "Credit policy, inflation and growth in a financial repressed economy" *Journal of Development Economics*, Vol 13, n° 1, pp. 45-65.

Annexe 1

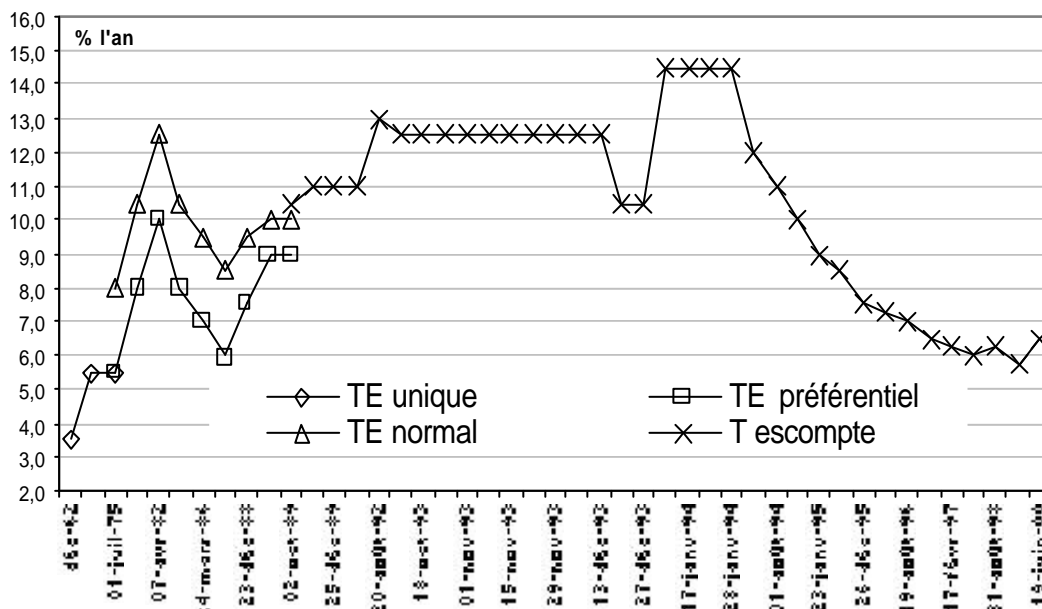
Tableau 1 : Les principales mesures de politique financière dans l'Uemoa

| | Gestion des taux directeurs ¹ | Conditions des banques ² | | Marché monétaire (mise en place 1975) | Autres mesures |
|------------------|--|---|--|--|--|
| | | Conditions créditrices ³ | Conditions débitrices | | |
| Avant 1989 | - Taux d'escompte préférentiel (TEP) - Taux d'escompte normal (TEN) | - Taux fixes sur les dépôts privés de moins d'un an, sinon taux plancher - Taux plancher sur les dépôts privés de plus de 2 10 ⁶ Fcfa | Sur la quasi-totalité des crédits : - Taux plafond : TEP + 2 ou 3% - Taux plancher : TEP + 1% | - Opérations <i>au jour le jour</i> puis <i>à un et à trois mois</i> , en 1978. - Le TMM fixé par la Bceao selon l'adjudication mixte | - Programmes de financement sectoriel - Encadrement de crédit - Plafond normatif pour le refinancement des crédits ordinaires |
| Octobre 1989 | Taux d'escompte (TE), fixé au-dessus du taux de marché monétaire (TMM) par la Bceao. | - Libéralisation totale de la rémunération des dépôts à vue et des dépôts à terme inférieurs à 500 000 Fcfa - Taux plancher pour les dépôts à terme de montant supérieur | - Suppression des taux plafonds. - Taux plafond unique = TE + marge de rentabilité des banques (fixé à 5% par la Bceao) | - Intervention ouverte aux établissements financiers - Libéralisation des prêts interbancaires | - Suppression des programmes de financement sectoriel - Encadrement de crédit étendu aux crédits de campagne et aux Etats - (1990) Mise en place de la Commission Bancaire |
| 1993 | Mise en place du taux de prise en pension (fixé par la Bceao entre TE et TMM) | Seuls les dépôts à terme de moins de 5 10 ⁶ Fcfa pour moins de 1 an sont rémunérés au TmMM-2% ⁴ , sinon libéralisation totale | - Libéralisation totale - Institution d'un taux d'usure équivalent à 2 fois le TE. | - Création marché interbancaire et guichet d'appel d'offres - Fusion des trois guichets en un seul hebdomadaire | - Suppression encadrement de crédit - Mise en place des réserves obligatoires |
| Période courante | Idem | Idem | Idem | - (1996) Adjudication à la hollandaise - (1998) Suppression de l'adjudication - Politique d'open-market | - Adoption d'un cadre réglementaire relatifs à la diversification des supports du marché monétaire |

¹: Jusqu'en 1989, les découverts accordés aux Etats ont été rémunérés au TEP. Ensuite, il y a eu le taux spécial applicable aux Trésors Nationaux. ²: Applicables à la clientèle privée non financière. ³: Il s'agit des placements privés, sauf comptes d'épargne sur livret et dépôts publics assimilés. ⁴ Il s'agit du Taux Moyen Mensuel du marché monétaire correspondant à la moyenne mensuelle des taux des adjudications, pondérés par leur durée; il est publié, chaque mois, par la BCEAO
 Source : Notes d'Information et Statistiques (Bceao) et Zone Franc, Rapports annuels.

Annexe 2

Graphique 2 : Evolution des taux directeurs de la Bceao



Annexe 3 : Tests de cointégration sur les panels multivariés (Pedroni, 1999)

Pedroni (1999) a élaboré une série de tests de cointégration pour des modèles multivariés de données de panel (4 pour les estimateurs *within* et 3 pour les *between*). Pour les estimateurs *within*, le test est construit à partir des résidus compte tenu de l'hypothèse nulle de non cointégration $H_0 : \mathbf{g}_i = \mathbf{1}$ pour tout i , versus $H_1 : \mathbf{g}_i = \mathbf{g} < \mathbf{1}$, pour tout i . Soit l'équation de cointégration suivante :

$$y_{i,t} = \mathbf{a}_i + \mathbf{d}_i t + \mathbf{b}_{1i} x_{1i,t} + \mathbf{b}_{2i} x_{2i,t} + \dots + \mathbf{b}_{Mi} x_{Mi,t} + e_{i,t} \quad (\text{eq.1})$$

avec $t = 1, \dots, T; i = 1, \dots, N; m = 1, \dots, M$ (respectivement, T, le nombre d'observations ; N, les individus et M, le nombre de variables explicatives). Toutes les statistiques des tests sont construites en cinq étapes (Pedroni, 1999) :

1. dériver la série des résidus ($\hat{e}_{i,t}$) de l'équation de cointégration (eq.1) ;
2. dériver la série des résidus ($\hat{\mathbf{p}}_{i,t}$) de l'équation de cointégration en différence première (toutes les variables doivent être différenciées une fois) en excluant le terme constant et le trend : $\Delta y_{i,t} = \Delta \mathbf{b}_{1i} x_{1i,t} + \Delta \mathbf{b}_{2i} x_{2i,t} + \dots + \Delta \mathbf{b}_{Mi} x_{Mi,t} + \mathbf{p}_{i,t}$;
3. calculer la variance-conditionnelle de long terme (\hat{L}_{11i}^2) sur les résidus $\hat{\mathbf{p}}_{i,t}$, à partir d'un filtre kernel (par exemple, le filtre Newey-west (1987)) ;
4. estimer l'équation $\hat{e}_{it} = \mathbf{g}_i \hat{e}_{it-1} + u_{it}$ (pour les statistiques non paramétriques) ou l'équation $\hat{e}_{it} = \mathbf{g}_i \hat{e}_{it-1} + \sum_{k=2}^{K_i} \mathbf{g}_{i,k} \hat{e}_{i,t-k} + u_{it}^*$ (pour les statistiques paramétriques) et dériver la série des résidus (\hat{u}_{it} ou \hat{u}_{it}^*) afin de calculer leurs variances (\hat{s}_i^2) et leurs variances de long terme ($\hat{\mathbf{S}}_i^2$) qui permettent de construire les estimateurs des tests ;
5. enfin, compte tenu de la moyenne et de la variance appropriées pour chaque estimateur (obtenus par simulation), il reste à transformer ce dernier de façon à avoir une variable centrée réduite dont la significativité sera appréciée par rapport à la gaussienne.

Panel ν -statistic :

$$Z_{\hat{\mathbf{n}}} \equiv \frac{1}{\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{L}_{11i}^{-2} \hat{e}_{i,t-1}^2}$$

Panel \mathbf{r} -statistic :

$$Z_{\hat{\mathbf{r}}_{N,T-1}} \equiv \frac{\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{L}_{11i}^{-2} \left(\hat{e}_{i,t-1} \Delta \hat{e}_{i,t} - \hat{\mathbf{I}}_i \right)}{\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{L}_{11i}^{-2} \hat{e}_{i,t-1}^2}$$

Panel t -statistic :

$$Z_{t_{N,T}} \equiv \frac{\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{L}_{11i}^{-2} \left(\hat{e}_{i,t-1} \Delta \hat{e}_{i,t} - \hat{\mathbf{I}}_i \right)}{\sqrt{\hat{\mathbf{S}}_{N,T}^2 \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{L}_{11i}^{-2} \hat{e}_{i,t-1}^2}}$$

Panel t -adf-statistic :

$$Z_{t_{N,T}}^* \equiv \frac{\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{L}_{11i}^{-2} \left(\hat{e}_{i,t-1}^* \Delta \hat{e}_{i,t}^* \right)}{\sqrt{\hat{s}_{N,T}^{*2} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{L}_{11i}^{-2} \hat{e}_{i,t-1}^{*2}}}$$

avec $\hat{\mathbf{S}}_{N,T}^2 \equiv \frac{1}{N} \sum \hat{L}_{11i}^{-2} \hat{\mathbf{S}}_i^2$; $\hat{s}_{N,T}^{*2} \equiv \frac{1}{N} \sum \hat{s}_i^{*2}$ et $\hat{\mathbf{I}} = \frac{1}{2} (\hat{\mathbf{S}}_i^2 - \hat{s}_i^2)$.