

MPRA

Munich Personal RePEc Archive

Credit demand for the private sector in WAEMU

Kablan, Sandrine

28 September 2003

Online at <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/41318/>
MPRA Paper No. 41318, posted 14 Sep 2012 13:20 UTC

Introduction :

La théorie des canaux de transmission de la politique monétaire au secteur réel, fait mention de deux courants qui s'affrontent : « le money view » qui donne plus d'importance au rôle de la masse monétaire dans l'analyse du canal de transmission de la politique monétaire au secteur réel, et le « bank lending channel » qui s'attarde sur le rôle joué par le crédit.

Plusieurs études ont été effectuées sur la zone Euro et les pays la composant, concernant la demande de crédit réel du secteur privé. L'objectif de ce travail est de les étendre à la zone UEMOA (Union Economique et Monétaire Ouest Africaine), qui comprend les pays suivants : le Bénin, le Burkina Faso, la Côte d'Ivoire, la Guinée Bissau, le Mali, le Niger, le Sénégal, et le Togo. Cette union monétaire est membre de la Communauté Financière Africaine Zone Franc, dont le nom a été maintenu, malgré le passage du Franc français à l'Euro. La plupart des études effectuées sur la zone UEMOA, ne s'intéressent qu'au canal monétaire, par l'utilisation des agrégats monétaires dans les études empiriques. Cependant, face à la part importante du crédit au secteur privé dans les contreparties de la masse monétaire et au rôle principal des banques dans le système financier de cette zone, il devient pertinent de faire une investigation sur la demande de crédit au secteur privé. Nous nous limitons au secteur privé, de façon à exclure le comportement du secteur public qui répond à des déterminants particuliers.

Notre étude se propose dans le cadre de la théorie du Bank lending channel de mettre en évidence les relations qui existent entre le crédit au secteur privé et certaines variables macroéconomiques dans la zone UEMOA. Nous présenterons dans un premier temps la théorie sur les canaux de transmission de la politique monétaire, suivi d'un bref rappel de littérature. Puis dans une deuxième section, nous essaierons de faire ressortir quelques faits stylisés sur l'évolution du crédit réel et des variables économiques s'y rapportant au sein de la zone UEMOA. La troisième et dernière partie sera consacrée à l'analyse empirique. Partant d'un important travail de collecte de données statistiques, sur les pays de la zone UEMOA, nous essaierons de trouver une relation de long terme sur la demande de crédit réel. Puis nous comparerons les résultats de la zone à ceux des grands pays de L'UEMOA, afin de faire ressortir une éventuelle hétérogénéité dans le comportement de demande de crédit.

I) La théorie des canaux de transmission de la politique monétaire :

Nous passons ici en revue la littérature théorique et les applications empiriques disponibles sur la demande de crédit.

1) **Eléments théoriques :**

Deux courants théoriques s'affrontent dans la littérature, au sujet de la transmission de la politique monétaire au secteur réel.

La traditionnelle et prédominante **théorie** dite « money view », qui se focalise sur le rôle de la monnaie dans l'analyse macroéconomique, et la **théorie** fondée sur le canal du crédit dite « bank lending channel. Il est déjà bien connu que les changements dans les mesures de politiques monétaires (restrictive ou expansive) se traduisent par des variations significatives du volume agrégé de crédit distribué par les banques. Au cœur de la justification de cette théorie repose le fait que si une banque centrale conduit une politique d'open-market, elle peut changer le programme de distribution de crédit des banques commerciales. Par ailleurs, une contraction des réserves entraîne une réduction de l'offre de crédit, du fait de l'élévation des coûts du capital pour les emprunteurs.

Si l'on veut tenir compte des imperfections caractérisant le fonctionnement du marché des capitaux, il devient intéressant de se pencher sur le canal du crédit. D'après cette approche, la politique monétaire influence l'économie en agissant sur le volume des crédits offerts par les banques aux agents non financiers. Le rôle prépondérant du crédit bancaire provient du fait que, pour la plupart des agents non financiers, le crédit bancaire et les titres sont deux modalités de financement imparfaitement substituables. En effet, cette substituabilité est inexistante pour les particuliers et souvent faible pour les petites entreprises. Ainsi, la politique monétaire a d'importants effets distributifs, dans la mesure où le degré de substitution entre les différentes formes de financement (crédit et titres) n'est pas le même selon les agents et leur taille. Cette imparfaite substituabilité se traduit par une inélasticité de la demande de crédit aux variations de son prix (les taux d'intérêt débiteurs). Il en résulte que la politique monétaire affecte le comportement des agents non financiers beaucoup plus par son effet sur la quantité de crédit disponible (disponibilité du crédit) que par son influence sur les taux d'intérêt.

L'on peut ainsi résumer la théorie du canal étroit de crédit bancaire de la façon suivante : une politique monétaire expansionniste, qui contribue à accroître la liquidité bancaire,

augmente la quantité de prêts bancaires disponibles. Compte tenu du rôle spécifique des banques, en tant que prêteurs à certaines catégories d'emprunteurs, cette augmentation du volume des prêts conduira à une hausse des dépenses d'investissement et de consommation.

L'approche du canal du crédit a cependant des limites. En effet, cette approche fonctionne lorsque, les banques commerciales ne peuvent se reporter sur d'autres formes de financement non garantie afin de se soustraire de la contrainte de réserves que leur impose la banque centrale. Lorsque, les banques disposent d'une large marge de manœuvre pour s'astreindre de la politique monétaire, par l'utilisation du financement non garantie, la politique monétaire n'a pas d'incidence sur l'offre de crédit. Le financement par des fonds non garanties se fait surtout sur les marchés financiers et éventuellement une bourse des valeurs. L'UMOA, ne dispose d'une bourse des valeurs que depuis 1998. Celle-ci entretient des opérations très limitées. Le volume des transactions y est réduit. Une étude basée sur le canal du crédit, paraît donc très pertinente pour étudier le mécanisme de transmission de la politique monétaire. Cela d'autant plus que le crédit au secteur privé représente une grande part de la contrepartie de la masse monétaire : environ 60% du total en 2000.

2) Applications empiriques :

S'agissant de la littérature empirique sur le canal du crédit, plusieurs études ont été faites sur la demande de crédit du secteur privé. La formulation standard dans la littérature est du type : $\text{Log}(\text{crédit}/P) = a \cdot \text{Log}Y + b \Delta \text{Log}P - cr$. (1)

Où Y est un indicateur d'activité, P du niveau du prix et r des taux d'intérêt.

Au niveau de la zone Euro, Calza, Gartner et Sousa (2001) ont essayé de modéliser la demande de crédit du secteur privé en utilisant le PIB réel, et les taux d'intérêt de court et long terme respectivement. En utilisant la méthode de Johansen, ils trouvent une seule relation de long terme entre le crédit réel, le PIB réel et les taux d'intérêt de long terme et de court terme. Le coefficient de long terme du PIB réel positif et supérieur à l'unité semble indiquer que (dans le cas de la zone euro) le PIB réel capture les effets de variables omises comme la richesse qui est aussi pertinente dans l'explication du crédit réel. Le taux d'intérêt de long terme semble quant à lui avoir plus d'impact (coefficient négatif très élevé) sur la demande de crédit que le taux d'intérêt de court terme. Ce qui

est cohérent avec la structure de la maturité des prêts au secteur privé dans la zone euro. Le Modèle à correction d'erreur estimé par la suite, confirme par la significativité du terme de rappel, l'existence d'une relation de long terme entre les différentes variables considérées. Toutefois, le coefficient du terme de rappel est très faible, ce qui reflète l'existence de frictions et de coûts de transactions pendant l'ajustement du stock de crédit réel sur son niveau d'équilibre. Les auteurs essaient par la suite de tester la sensibilité des résultats à la méthode d'agrégation des données. Ils estiment le modèle en utilisant pour toutes les variables intervenant dans la relation une méthode de pondération par le PIB, au lieu d'utiliser la méthode de la Banque Centrale Européenne¹. L'estimation faite est sensible à la méthode d'agrégation des données dans la zone euro. En effet, il ressort de cette estimation une relation de long terme dans laquelle le coefficient du taux d'intérêt de court terme est non significatif, tandis que les autres coefficients sont significatifs et plus élevés. Ainsi, selon cette méthode d'agrégation, il semble possible d'établir une relation de long terme seulement entre le crédit réel, le PIB réel et le taux d'intérêt de long terme. Dans cette étude cependant, les auteurs sont confrontés à différents problèmes. Le premier problème est le fait que les résultats de l'estimation fassent ressortir les effets d'offre et pas seulement ceux de la demande. Le deuxième se rapporte à l'hétérogénéité de comportement entre les agents privés : entreprises et ménages. Cela peut conduire à des biais dans l'estimation des coefficients.

Pour aller plus loin dans leur investigation, sans pour autant outre-passer les difficultés mentionnées plus haut, Calza, Manrique et Sousa (2003) essaient de faire ressortir une relation de long terme entre le crédit réel, le PIB réel, le taux d'intérêt débiteur composite de la zone euro, qu'ils reconstruisent eux-mêmes et le taux d'inflation. Ils trouvent une relation de long terme entre ces quatre variables, avec un coefficient pour le PIB réel du même ordre que dans Calza, Gartner et Sousa, 2001. Mais en testant l'égalité des coefficients du taux d'intérêt et du taux d'inflation, il ressort que l'on peut plutôt considérer pour la zone euro, une relation de long terme entre le crédit réel, le PIB réel et le taux d'intérêt réel. Ils utilisent ce modèle par la suite pour prédire l'évolution de l'inflation dans la zone euro. Ainsi, l'étude d'une relation de long terme entre le crédit

¹ Avant le dernier trimestre de 1994, les séries du PIB réel et nominal sont agrégées en utilisant les données de comptes nationaux et les taux fixés par la commission européenne depuis le 31 décembre 1998. à partir du premier trimestre 1995, les séries agrégées sont étendues en utilisant les taux de croissance issus de ESA-95 contenant les séries de PIB corrigées des variations saisonnières (CVS) de la zone euro, provenant d'eurostat. Concernant le crédit réel, il est mesuré par la les logarithme des moyennes trimestrielles des crédits aux secteur privé (CVS) déflaté par le déflateur du PIB. Jusqu'au troisième trimestre 1997, les séries du crédit sont basées sur les données de stock, à partir du quatrième trimestre elles sont basées sur des statistiques de flux.

réel, le PIB réel, le taux d'intérêt débiteur et le taux d'inflation, permettrait de faire ressortir des informations concernant l'évolution de l'inflation dans la zone euro. Ce modèle appliqué à la Zone Euro, pourrait l'être également pour la zone UMOA. Cela, étant donné les liens qui existent entre ces deux zones monétaires et l'éventuelle homogénéité du cycle économique des pays composant l'UEMOA. Toutefois avant d'arriver à l'application empirique, nous allons d'abord nous pencher sur des études qui ont été réalisées sur la demande de monnaie dans la zone UMOA, ou sur d'autres pays de la zone Franc afin de bien cerner les particularités économiques de cette zone monétaire.

Encadré 1 : Présentation de la zone Franc et de la zone UMOA.

La zone UEMOA (Union Economique et Monétaire Ouest Africaine) est une union monétaire membre de la communauté Financière Africaine de la Zone Franc. Cet espace monétaire, économique et culturel regroupe les anciennes colonies de l'ancien Empire français. Il est structuré par un système de change commun.

La zone UEMOA regroupe en son sein les Comores et 2 zones monétaires qui sont :

- L'UEMOA, composé du Bénin, du Burkina Faso, de la Côte d'Ivoire , de la Guinée Bissau, du Mali, du Niger, du Sénégal et du Togo.
- la CEMAC (Communauté Economique et Monétaire de l'Afrique Centrale), qui est elle composée du Cameroun, de la République Centrafricaine, du Tchad, de la République du Congo, de la Guinée équatoriale, et du Gabon.

La monnaie de la zone est le franc CFA qui est lié au Franc français selon un ancrage nominal. Chaque union monétaire possède sa propre banque centrale (la Banque Centrale de l'Afrique de l'Ouest_ BCEAO et la Banque Centrale de l'Afrique Centrale_ BCEAC) qui émet son propre franc CFA.

Depuis la fin de la deuxième guerre mondiale, l'établissement de la parité entre les deux monnaies (Franc français et franc CFA) a été fixé à 50 Francs CFA, pour 1 Franc français. Le 12 Janvier 1994, les Etats membres des deux unions ont autorisé un réaligement de la parité à raison de 100 Francs CFA pour 1 Franc français, (soit une dévaluation de 50% en terme de monnaie étrangère). Cet ancrage se fait depuis le premier Janvier 1999 par rapport à l'Euro (à raison de 655F CFA pour 1 Euro), monnaie commune entre les pays de l'Union Européenne, dont la France fait partie.

Le fonctionnement de la zone franc se base sur un accord de coopération entre les pays membres et l'Etat français. Celui-ci garantit, la convertibilité du Franc CFA. L'intérêt pour les pays de la zone est que cela facilite leurs transactions avec l'étranger et assure une plus grande crédibilité de la monnaie. Pour cela, un droit de tirage illimité sur un compte d'opération ouvert auprès du trésor français est consenti aux banques centrales des différentes unions monétaires.

L'UEMOA et la CEMAC ont chacune deux grands pays dont les économies sont plus développées. Il s'agit respectivement de la Côte d'Ivoire et du Sénégal pour l'une et du Cameroun et du Gabon pour l'autre. Les pays membres de des deux unions ont la caractéristique commune d'avoir pour principale activité l'exploitation des matières premières essentiellement agricoles pour l'UEMOA (denrées tropicales et coton) et minières et agricoles pour la CEMAC (pétrole et bois tropicaux). Cela rend la santé de ces économies sensibles à la baisse des cours des matières premières. En effet ces pays sont souvent spécialisés dans la production d'une ou de deux matières premières sur laquelle repose leur économie. C'est le cas du cacao et du café pour la Côte d'Ivoire et de l'arachide pour le Sénégal. Une baisse des cours des matières premières affecte inévitablement le taux de croissance de l'économie.

Concernant, l'UEMOA, qui fait l'objet de notre étude, la BCEAO, assure la conduite de la politique monétaire, avec le concours des comités nationaux de crédit. Les objectifs de la politique monétaire visent la convergence des performances et des politiques économiques des Etats membres par l'institution d'une procédure de surveillance multilatérale. Ils doivent soutenir l'intégration économique de l'Union. Dans ce cadre, la politique de la monnaie et du crédit a ainsi pour but final de renforcer la stabilité économique et monétaire, afin de favoriser la croissance forte et durable, ainsi que la réduction de la pauvreté.

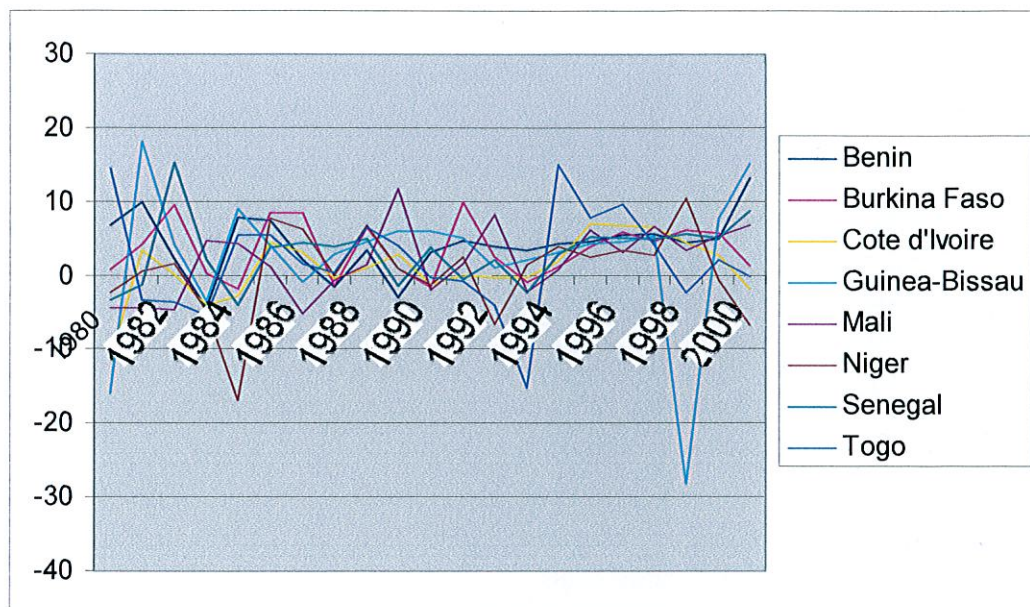
Nachegea, 2001, fait une étude sur la demande de monnaie au Cameroun (pays de la zone franc). Il en ressort 3 relations de long terme. La première lie positivement la demande de monnaie au logarithme du PIB réel, et au taux d'intérêt sur les dépôts, et négativement à l'inflation, à la dépréciation du taux de change et au taux d'intérêt du marché monétaire français. La deuxième relation de cointégration correspond au lien qui existe entre l'activité et l'inflation. Et la troisième relation est similaire à la parité des taux d'intérêt non couverte entre la France et le Cameroun. Il ressort ainsi de cette dernière relation (qui lie le taux d'intérêt du marché monétaire français et celui des dépôts de la BCEAC) que la Banque Centrale des Etats de l'Afrique Centrale ne peut conduire une politique monétaire indépendante de celle de la Banque de France dans le long terme. Cette étude fait ressortir l'une des caractéristiques des pays de la zone Franc, dont nous tiendrons compte dans notre spécification empirique. Néanmoins les résultats de cette étude, réalisée sur données annuelles sur une période de 30 ans avec l'introduction de 3 ruptures semble fragile compte tenu de la courte période d'estimation.

Concernant la zone UEMOA, une étude pertinente à présenter, est celle de P. Rother (1998), qui estime des relations de demande de monnaie en utilisant différents agrégats et sous agrégats monétaires. Rother relie ces variables au logarithme du PIB réel, au taux d'intérêt sur les dépôts de la Côte d'Ivoire, au différentiel d'intérêt sur les dépôts entre la Côte d'Ivoire et la France et à l'appréciation du taux de change. Il ressort de cette étude une relation positive entre l'agrégat M_1 , le PIB réel, le taux d'intérêt, en Côte d'Ivoire et le taux d'inflation. Tandis que le différentiel du taux de d'intérêt entre la France et la Côte d'Ivoire, ainsi que l'appréciation du taux de change sont liés négativement à M_1 . Ces comportements semblent cohérents avec l'environnement économique que présente la zone UEMOA. En effet, les agents économiques augmentent leur détention d'actifs monétaires quand le taux d'intérêt pour les crédits de campagne augmente et ils restent confiants en la stabilité du secteur financier. Leur encaisse monétaire diminue cependant face aux anticipations de dévaluation vis à vis du Franc français. Toutefois, les effets de l'appréciation du taux de change par rapport au dollar et de l'inflation sont moindres par rapport à celui du taux d'intérêt. Les résultats de cette étude, montre que les relations monétaires restent inchangées après la dévaluation. Cette étude nous éclaire donc quelque peu sur les comportements monétaires spécifiques à la zone. Nous mèneront donc notre étude en les prenant en compte.

II) faits stylisés au sein de l'UEMOA :

L'extension à la zone UEMOA d'analyses développées pour la zone euro implique de s'arrêter quelques instants sur le fonctionnement de la zone UMOA. Malgré une plus grande hétérogénéité des pays membres, souvent mono-producteurs, l'UEMOA est bien une union Monétaire pilotée par une banque centrale unique dont les différents pays connaissent un cycle économique commun. En effet, les pays de L'UEMOA sont des économies agricoles qui subissent les mêmes chocs internationaux. L'on peut donc considérer qu'il existe une certaine convergence entre elles. Comme le décrit le graphique 1, ces pays montrent une évolution du taux de croissance du PIB réel proche les uns des autres. Il convient également de rappeler que les évolutions de la zone sont fortement affectées par l'épisode de la dévaluation du Franc CFA de 50% au 12 Janvier 1994.

Graphique 1 : évolution des taux de croissance annuel des différents pays de l'UEMOA.



Nous pouvons donc essayer de rechercher pour ces pays une relation de long terme entre la demande de crédit du secteur privé, l'activité, et le coût réel du crédit. Afin de pouvoir modéliser la demande de crédit, nous nous intéressons à l'évolution de ces différentes variables susceptibles de l'influencer.

L'évolution des variables en niveau est présentée par les graphiques 2 à 5 de l'annexe graphique.

Avant 1994, on observe une évolution quasi-stable du crédit réel (*graphique 2*) avec un creux de 1984 à 1986. Toutefois, on remarque une légère baisse de la variable de 1980 à 1993. La dévaluation marque une chute brutale du crédit réel sûrement due à l'inflation. Il s'ensuit une croissance du crédit réel jusqu'à la fin de la période.

Quant au PIB réel (*graphique 3*), on constate qu'il croît timidement et régulièrement durant la période d'avant la dévaluation. Sa croissance devient plus forte ensuite. Cela marque une reprise de l'activité économique en accord avec la croissance du crédit réel en fin de période.

L'évolution du taux d'intérêt du marché monétaire (*graphique 4*) montre que la BCEAO essaie de s'aligner sur le taux d'intérêt de la Banque de France, puis de la banque Centrale Européenne à partir de 1999. On remarque, cependant une stabilisation de ce taux d'intérêt après la dévaluation.

Le taux d'inflation (*graphique 5*) quant à lui fluctue beaucoup dans un intervalle de -1 à 6% en général, sur toute la période, avec un pic en 1994 dû à la dévaluation.

Le *graphique 6* montre les variations dans l'évolution du PIB réel et du crédit réel. Le crédit réel croît à un taux moins important que le PIB réel, sauf en 1987 et en fin de période, où l'on observe des évolutions différentes des taux de croissance. Ainsi, de 1980 à 1993, le PIB réel suit les évolutions du crédit réel. Cela est en accord avec la théorie selon laquelle une augmentation du volume du crédit, entraîne une hausse des dépenses d'investissement et de consommation, et par conséquent une hausse du PIB.

L'année de la dévaluation (1994), marque un choc qui se caractérise par une rupture de la croissance du crédit réel qui repart dès 1995. Cette accélération de la demande de crédit, qui s'ensuit est à rapprocher à la reprise de l'activité qui caractérise la période d'après la dévaluation. Les activités d'exploitation des matières premières et le renchérissement des produits pétroliers entraînent un énorme besoin de trésorerie dans les secteurs de l'agriculture, chimiques et énergétiques. En effet, ces pays connaissent un accroissement de leur activité, dû à la progression de l'investissement.

Le *graphique 7* montre une évolution similaire des deux taux d'inflation (CPI et déflateur du PIB). Pour notre étude, nous avons utilisé le déflateur du PIB pour le calcul du crédit réel au secteur privé. Cela se traduit au période de forte inflation, par des creux du crédit réel comme c'est le cas en 1994, lors de la dévaluation du franc CFA. Ainsi, l'inflation a un impact sur la demande réelle de crédit. D'abord mécaniquement, ensuite, parce que la BCEAO a une réelle volonté de réduire l'inflation par le biais d'une modération de la progression des crédits.

La *figure 8*, quant à elle nous présente les fluctuations du taux d'intérêt et du crédit réel au secteur privé. Les faibles variations du taux d'intérêt induisent la quasi-stabilité du crédit réel. Il ressort, cependant les caractéristiques suivantes : En début de période, les fluctuations du taux d'intérêt correspondent à des mouvements similaires de l'évolution du crédit réel au secteur privé. De 1984 à 1993, on observe des évolutions contraires. Une

décélération du taux d'intérêt entraîne une accélération du crédit réel et inversement. Après la dévaluation, la diminution du taux d'intérêt par la BCEAO en vue de réduire l'inflation et pour rester en accord avec les taux d'intérêt en France, est accompagnée par une augmentation du crédit réel au secteur privé.

III) le modèle et les considérations théoriques :

1) Considérations théoriques :

L'analyse de la demande de crédit au secteur privé dans la zone UMOA, se limite à un petit nombre de variables explicatives, la vigueur de l'activité économique générale et le coût du crédit.

La variable représentative de l'activité économique, la plus utilisée dans une telle spécification empirique est le PIB réel. A ce sujet, deux parties s'affrontent dans la littérature. Certaines études empiriques, comme celles portant sur la zone euro ont trouvé une relation positive en accord avec la théorie. Cette dernière stipule qu'une forte croissance économique aurait un effet positif sur le revenu et les profits espérés, des ménages et des entreprises. De ce fait, une croissance économique robuste, permet aux agents économiques de supporter des niveaux plus élevés d'endettement et par conséquent de financer une consommation et un investissement plus important par le biais du crédit. De plus, la possibilité d'une plus forte activité et d'une productivité plus élevée peuvent permettre à un plus grand nombre de projets de devenir profitables en terme de valeur actualisée. Cela entraîne ainsi une plus forte demande de crédit pour les réaliser.

Toutefois, d'autres études, basées sur l'économie américaine, ont remis en cause l'existence d'une relation stable entre le crédit et l'activité économique. Elles argumentent dans le sens d'une relation négative. L'idée qui ressort est qu'une augmentation de la productivité actuelle (par opposition à la productivité anticipée) conduirait à une augmentation de la production, et par suite des profits. Dans le même ordre d'esprit, cela signifie que pendant les phases d'expansion, les compagnies préféreront se financer par des ressources internes. Cela aurait pour conséquence de réduire la proportion relative de financement externe. De même, les ménages préféreront profiter de l'augmentation du revenu pour réduire le niveau de la dette. A l'inverse en période de récession lorsque, le revenu disponible des ménages et la rentabilité des firmes diminuent, les entreprises et

les ménages, augmentent leur demande de crédit aux banques de sorte à lisser l'impact de revenu et de profit plus bas.

Une autre variable déterminante de la demande de crédit est le coût du prêt au secteur privé : le taux d'intérêt. La relation entre le taux d'intérêt et le crédit est la relation classique qui existe entre un bien et son prix (relation négative). Certains auteurs, cependant ont souligné que le coût des crédits devrait être ajusté de sorte à refléter le coût d'opportunité du prêt. L'idée sous-jacente est que la demande de crédit ne dépend pas seulement de son seul prix mais aussi de son coût relatif. Cette question concerne plus les entreprises que les ménages. Car ces derniers ont un accès limité aux autres sources de financement.

La stabilité des prix se présente comme l'un des principaux objectifs finals de la politique monétaire. En tant que tel, il existe une relation entre le crédit (objectif intermédiaire) et le taux d'inflation. Par ailleurs différents arguments s'affrontent sur la relation liant le taux d'inflation et la demande de crédit. Une augmentation de l'inflation entraîne une baisse du coût réel du crédit, amenant ainsi les ménages et les entreprises à demander plus de prêts. De plus, si les taux d'intérêt débiteurs sont visqueux, par rapport aux variations des prix, une augmentation (ou une diminution) de l'inflation peut pousser les agents économiques à précipiter (remettre) leur investissement, suivant les anticipations de variation future des taux débiteurs. D'un autre côté, si la hausse de l'inflation est associée à une grande variabilité du taux d'inflation, cela pourrait générer de l'incertitude sur les rendements futurs de l'investissement et décourager les firmes d'y souscrire. Il existe donc bien une relation entre le taux d'inflation et le crédit, qu'il serait important de faire ressortir dans notre étude.

Nous soulignons, que nous ne prenons pas en compte dans notre étude l'hétérogénéité entre la demande de crédit des ménages et des entreprises. Du fait du manque de données, nous supposerons que la demande de crédit des ménages et des entreprises répond de la même manière à une hausse de l'activité et ou à une variation du niveau du taux d'intérêt et de l'inflation.

2) le modèle :

Dans toutes les études portant sur le comportement de la monnaie et des agrégats de crédits, il se pose le problème de l'identification. Ce problème se réfère comme nous l'avons signifié plus haut, à la difficulté de distinguer entre les facteurs de la demande et ceux de l'offre, qui sous-tendent une relation comportementale de monnaie ou de crédit. En général, l'ampleur des effets dus à l'offre dépend du rôle des banques dans la structure financière de l'économie et de la manière dont elles réagissent face à un changement de la politique monétaire. Nous supposerons, dans notre étude, que nous modélisons la demande de crédit. Toutefois, nous n'excluons pas la possibilité de l'influence des facteurs d'offre sur l'évolution des séries de crédit.

Le modèle que nous proposons se base sur les observations de l'évolution des différentes variables étudiées plus haut et des considérations théoriques sur les déterminants de la demande de crédit, nous modéliserons le stock de crédit au secteur privé comme une fonction du taux d'intérêt, du PIB réel et du taux d'inflation. On a donc l'équation suivante (c'est à dire l'équation (1) à laquelle on ajoute le taux d'inflation:

$$(\text{credit} - P) = a + b * \text{PIB_r} + c * r + d * i \quad (2)$$

Où crédit, PIB_r et P représente les logarithmes respectivement du crédit au secteur privé, du déflateur du PIB et du PIB réel. Le crédit au secteur privé est déflaté par le déflateur du PIB, conformément à l'hypothèse théorique selon laquelle dans le long terme, les crédits sont homogènes par rapport au prix.

R représente le taux d'intérêt de la banque centrale. Du fait, de l'indisponibilité de séries sur le taux d'intérêt débiteur, nous avons utilisé le taux du marché monétaire de la BCEAO. Cela aura un impact dans l'interprétation du coefficient c.

i représente le taux d'inflation calculé à partir du CPI (Indice des Prix à la Consommation). Comme l'indique le graphique 2, il n'existe pas de grandes différences entre l'évolution du CPI et du déflateur du PIB. De plus, l'indice des prix à la consommation est plus révélateur de l'évolution des prix au sein de la zone UMOA. C'est sur cet indice (indice harmonisé des prix à la consommation) qu'est basé l'observation de l'évolution des prix dans la zone.

D'autres variables seront considérées dans notre spécification, du fait de la particularité de la zone UMOA. En effet, le franc CFA est ancré au franc français suivant une parité fixe de 50 Francs CFA contre 1 Franc Français entre 1980 et 1993, puis de 100 Francs CFA pour un Franc Français depuis le 12 Janvier 1994, date de la dévaluation, (puis de 655 Francs CFA pour un Euro, depuis le premier Janvier 1999). Compte tenu de cela nous considérerons dans notre spécification le taux d'intérêt de la Banque de France. Comme nous le voyons dans la *figure 3*, il existe une relation très étroite entre le taux d'intérêt de la Banque de France et celui de la BCEAO.

Cette figure présente également l'évolution du taux d'intérêt de la Federal Reserve (Etats-Unis) que nous considérons ici comme un taux international. L'UEMOA étant une union monétaire de petits pays, il est possible que sa politique monétaire soit influencée par le taux d'intérêt international en l'occurrence, celle des Etats-Unis. Toutefois, le graphique nous présente des divergences dans l'évolution des trois taux d'intérêts à certaines périodes (1983-1985; 1990-1995).

Une autre variable qui serait intéressante à considérer est le taux de change. Du fait de la dévaluation, il s'en est suivi une dépréciation de la monnaie. Le crédit étant une contrepartie de la monnaie, il est possible que la dévaluation ait eu un impact sur la demande de crédit.

3) Signes attendus :

L'hypothèse traditionnelle, basé sur le principe que le crédit est demandé pour financer l'activité économique implique que le stock de crédit soit positivement relié au PIB réel. Nous attendons donc un signe positif pour le coefficient du PIB réel.

S'agissant, du taux d'intérêt qui est considéré comme le prix du crédit, on s'attend à un signe négatif du coefficient de long terme. Notons cependant que cette relation ne peut être exclusivement attribuée à des facteurs de demande. En effet, en présence de frictions du fait d'asymétrie d'information ou d'autres facteurs, les changements dans l'activité économique et les changements des politiques économiques peuvent affecter le montant des crédits que les banques distribuent, cela à travers les impacts sur le bilan des banques et la position financière des emprunteurs.

Pour le signe du coefficient du taux d'inflation, comme nous l'avons vu précédemment, il peut être soit négatif, soit positif.

En ce qui concerne les signes du taux d'intérêt de la Banque de France/BCE et de la Federal Reserve, on s'attend comme pour celui de la BCEAO à un signe négatif. Cela d'autant plus que, l'évolution du taux d'intérêt de la BCEAO, tend à s'aligner sur ces taux internationaux.

Le signe du taux de change, traduit la réaction de la demande de crédit réel au secteur privé à l'appréciation ou à la dépréciation de la monnaie. On s'attend donc à un signe négatif.

4)Analyse empirique :

a) le choix du modèle :

Notre méthode à consisté dans un premier temps à rechercher par la méthode de Engle et Granger une relation de cointégration entre les différentes variables présentées ci-dessus. Sur la base des seuils critiques fournis par les tables de Engle et Yoo (1989), aucune relation de cointégration n'a pu être trouvée. Nous retiendrons cependant un critère moins strict de cointégration des variables sur la base de (1) la stationnarité du résidu des relations puis (2) la significativité du terme de rappel dans la relation de court terme.

Dans un premier temps, nous procédons à la vérification des propriétés statistiques des données. Nous considérons deux tests de stationnarité sur les différentes variables: le test de Dickey Fuller Augmenté (ADF) et celui de Philip Perron (PP). De ces tests, il ressort que toutes les variables sont intégrées d'ordre 1, sauf le taux d'intérêt de la France et le taux d'inflation dont les résultats des 2 tests diffèrent. Le test d'ADF conclut à la non stationnarité de la série en différence première du taux d'intérêt de la Banque de France/Banque Centrale Européenne (BCE), tandis que celui de Philip Perron, conclut à sa stationnarité au seuil critique de 1%. Nous considérerons donc cette série comme étant intégrée d'ordre 1. Quant au taux d'inflation, le test de Dickey-Fuller Augmenté conclut en l'existence d'une racine unitaire, alors que celui de Philip Perron, conclut à sa stationnarité. Nous considérerons cette variable comme étant stationnaire. Cela, du fait que le test ADF a un pouvoir faible (biais en faveur de l'acceptation d'une racine unitaire) en présence de chocs structurels, comme c'est le cas pour la dévaluation. Cela

ne gênera pas pour autant notre relation de cointégration qui peut se faire même si l'une des variables est stationnaire.

Différentes spécifications ont été envisagées(*cf annexe autres spécifications*):

- 1) La première spécification est une relation entre le crédit réel, le PIB réel, le taux d'intérêt de la BCEAO, le taux d'inflation et le taux d'intérêt des USA. Cette dernière variable s'avère significative et la relation a un résidu stationnaire. Pour prendre en compte la dévaluation nous rajoutons à cette relation une dummy dévaluation, mais cela entraîne la non stationnarité du résidu de la relation. Nous abandonnons donc cette spécification.
- 2) Le modèle 2 prend en compte le taux d'intérêt de la Banque de France/BCE à la place de celui des Etats-unis. Dans cette spécification, ce taux d'intérêt est non significatif, cela doit provenir de la grande corrélation qui existe entre ces deux variables (*cf figure 4*). Il convient donc de se pencher sur les deux relations suivantes qui essaient de prendre en compte l'impact de la dévaluation sur la demande de crédit.
- 3) le modèle 3 lie les différentes variables de l'équation 1, auxquels on ajoute une dummy pour tenir compte de la dévaluation ou
- 4) l'équation (1) à laquelle on rajoute le taux de change.

Le crédit réel n'est pas directement lié à l'appréciation du taux de change. En effet, le crédit réel n'est qu'une contrepartie de la masse monétaire. Et l'évolution de cette dernière peut être liée à l'appréciation du taux de change. Une étude de Phillip Rother, 1998 (FMI) sur la demande de monnaie et la politique monétaire en UMOA, montre cependant que l'impact du taux de change sur la demande de monnaie est très faible. Ce qui est cohérent avec notre estimation car, le taux de change est non significatif. Pour cela nous opterons pour le modèle (3) sans taux de change et avec la dummy dévaluation.

Dans un premier temps, nous estimons cette relation et nous effectuons le test de Chow, pour vérifier la stabilité des coefficients avant et après la dévaluation. Ce test, nous amène à conclure à la non stabilité des coefficients pendant la période d'étude. Par ailleurs, l'on remarque que les séries se caractérisent par une rupture de tendance. Le trend qui était légèrement décroissant avant la dévaluation, se redresse ensuite. La dévaluation semble avoir effectivement affectée la demande de crédit réel dans la zone et l'évolution des autres variables. Pour cette raison, nous avons choisi de distinguer deux sous-périodes

dans la relation de long terme, concernant la demande de crédit réel en utilisant la dummy dévaluation sous forme de dummy multiplicative.

Plusieurs dérivés de cette relation ont été envisagées qui distinguent ces deux sous-périodes. Un modèle qui consiste en la régression du crédit-réel sur le Pib réel. Ce modèle a de bonnes performances statistiques (cf *annexe autres spécifications*) toutefois, son contenu en information économique est très faible par rapport au modèle retenu. Un autre dérivé serait la régression du crédit réel (en distinguant deux sous-périodes) sur le PIB réel et le taux d'inflation. Mais le résidu de cette relation est non stationnaire et ce modèle ne peut donc être considéré comme concurrent du modèle retenu.

Le résidu de la relation finale retenue est stationnaire. Même si les tables de Engle et Yoo conduisent à l'acceptation de l'hypothèse nulle de non cointégration des variables prises en compte dans la relation (au sens des tests multivariés), nous considérerons cette relation comme une relation de long terme. En effet, en considérant les tests moins stricts de Dickey-fuller Augmenté (ADF) qui ne prennent pas en compte le nombre de variables dans la relation, l'hypothèse de stationnarité du résidu est acceptée. Nous procédons à plusieurs tests pour vérifier la stabilité et la bonne spécification du modèle. Le test de Wald sur chacun des coefficients et sur l'ensemble des coefficients, conduit à rejeter l'hypothèse d'exclusion des paramètres de la relation de long terme considéré dans leur ensemble. Par contre, lorsque l'on effectue le test de Wald sur chacun des coefficients les coefficients du PIB réel et du taux d'intérêt avant la dévaluation semble être nuls. Toutefois étant donné que le test de Wald sur l'ensemble des coefficients semble soutenir la non nullité des coefficients, nous conservons cette spécification. Le test d'hétéroscédasticité de White conduit à l'acceptation de l'hypothèse nulle d'homoscédasticité des résidus.

Un autre critère pour juger de la performance d'un modèle est sa capacité prévisionnelle. La manière la plus courante de l'évaluer est l'utilisation d'une prévision historique. Dans notre cas, il s'agirait de comparer la série du logarithme du crédit réel à sa valeur estimée : $(\text{credit-P})^* = a + b \cdot \text{PIB}_r + c \cdot r + d \cdot i$.

Toutefois, la simulation dynamique propose une meilleure estimation des performances du modèle. En effet, la simulation dynamique diverge de l'historique si les erreurs sont corrélées. Une simulation dynamique consiste à prendre les résultats du modèle lorsqu'il y a des termes retardés. Dans ce cas, on fait tourner l'équation de manière

récursive en réinjectant dans l'estimation de l'endogène en t, son estimation en t-1. Ainsi, si le modèle fait une erreur importante sur t-1, la simulation dynamique sera différente de la simulation statique qui estime le modèle en se basant sur la vraie valeur observée en t-1. Pour notre modèle, la simulation dynamique est équivalente à la statique, car le modèle est estimé en deux étapes, la relation de long terme et celle de court terme. Le logiciel ne perçoit pas le résidu réinjecté dans la relation en tant que tel mais comme une variable spécifique. Nous réestimons pour cela le modèle en une seule équation en intégrant dans la relation de court terme, le résidu écrit sous la forme de la différence entre la variable endogène et les variables exogènes. Le graphique 12 présente l'évolution de logarithme du crédit au secteur privé en glissement annuel suivant les simulations historique, statique et dynamique. La convergence de ces simulations témoigne des performances de notre modèle. Le *graphique 13* témoigne également des performances du résidu.

Ces tests ayant été mis en œuvre nous procédons à l'interprétation des résultats de la relation de long terme.

b) les résultats :

Tableau 1 : *équations de long terme*

		UMOA	Côte d'Ivoire	Sénégal
avant la devaluation	c(1)	8,73 (1,13)	-11,95 (-1,21)	15,39*** (5,15)
	lpib_r	-0,0411 (-0,15)	0,68* (1,91)	-0,35*** (-3,20)
	R	-0,0005 (-0,08)	0,01*** (3,04)	0,01*** (3,14)
	i_4	0,73* (1,65)	0,78** (2,32)	0,13 (0,75)
après la devaluation	c(2)	-34,19*** (-5,5)	0,77 (0,08)	-39,7*** (-10,63)
	lpib_r	1,43*** (6,63)	0,2 (0,64)	1,66*** (12,07)
	R	0,0773*** (4,8)	0,03* (1,65)	0,11*** (7,9)
	i_4	-0,1934 (-0,77)	-0,65** (-1,97)	0,03 (0,2)
R sq.		0,91	0,91	0,92
F-stat		130,08	123,74	146,42

(***) ; (**) ; (*) indique la significativité du coefficient au seuil statistique de 1, 5 et 10%.

Tableau 2 : équations de court terme.

	UMOA	Côte d'Ivoire	Sénégal
c(1)	-0,008 (-1,59)	-0,003 (-0,65)	-0,005 (-0,33)
Res(-1)	-0,130* (-1,73)	-0,259*** (-3,46)	-0,228*** (-3,55)
dlcredit_r(-2)	0,268*** (2,86)	0,146 (1,53)	0,304*** (3,31)
dlpib_r(-2)	1,489*** (2,64)	0,53 (0,88)	0,89** (1,19)
dr	0,020*** (3,87)	0,029*** (4,15)	0,026*** (4,54)
du1-du1(-1)	-0,144*** (-3,68)	-0,233*** (-4,87)	-0,095** (-1,85)
R sq.	0,36	0,30	0,32
F-stat	13,82	8,42	7,61

(***), (**), (*) indiquent respectivement la significativité des coefficients au seuil statistique de 1,5 et 10%.

Notre relation a un R-carré ajusté de 0,92, avec une probabilité F-stat inférieure à 5%. Ce qui implique que les coefficients du modèle considéré dans leur ensemble sont significativement différents de 0. En nous intéressant à chacun des coefficients en particulier, on remarque que les coefficients après la dévaluation sont significatifs (à part celui de l'inflation), contrairement à ceux d'avant la dévaluation. La dévaluation semble avoir eu un impact significatif sur l'évolution des variables macroéconomiques considérées, si bien que le comportement d'avant la dévaluation a un impact faible dans l'explication de l'évolution de long terme du crédit réel.

L'élasticité du crédit réel au PIB est beaucoup plus faible durant la première sous période (c'est à dire avant la dévaluation), elle est même négative. Cela signifierait que dans une économie administrée comme celle de la zone UMOA, le crédit répond à une demande de financement qui s'accroît en période de difficulté économique, (l'endettement augmente) alors que depuis 1994, le crédit finance l'activité et non plus uniquement les déficits des entreprises. Après la dévaluation, elle est de l'ordre de 1.43, ce qui est cohérent avec les résultats obtenus pour les pays en développement. Par ailleurs en comparant ce résultat à celui de la demande de monnaie dans P. Rother, 1998, on remarque que l'élasticité du crédit réel au Pib est supérieure à celle de la demande de monnaie qui est de l'ordre de

0.80. Cela implique que le crédit réel est plus sensible à l'activité économique que la demande de monnaie.

Le taux d'intérêt, a une élasticité négative en première période mais positive après la dévaluation et faible, de l'ordre de 0.07. En effet, après la dévaluation, la BCEAO cherche à contenir la progression du crédit et à stabiliser le taux d'intérêt, dans le but de la maîtrise de l'inflation. Cela pourrait expliquer cette semi élasticité positive du taux d'intérêt au crédit réel contrairement à ce que prédit la théorie. Par ailleurs, cette semi-élasticité positive est également à rapporter à la nature des économies composant l'UEMOA. Le crédit est la principale source de financement de l'activité dans la zone. Ainsi, même si le taux d'intérêt augmente, l'accroissement de l'activité entraîne une augmentation de la demande de crédit. Le crédit de campagne peut aider à comprendre ce lien entre le crédit réel et le taux d'intérêt. Plusieurs études sur la demande de monnaie de la zone ou des pays de la zone, trouvent une élasticité positive. Philipp Rother, 1998 dans « Money demand and regional monetary policy in the WAEMU » attribue cela au faible degré de développement financier de la zone et à la forte utilisation des crédits de campagne dans les économies. Ainsi, ce n'est pas la baisse des taux d'intérêt qui conduit à une augmentation du crédit réel.

La semi-élasticité du crédit réel à l'inflation change de signe avant et après la dévaluation. L'inflation a un impact négatif et non significatif sur la demande de crédit réel, après la dévaluation. La hausse de l'inflation augmente l'incertitude sur le rendement des investisseurs financés par les crédits (on a un ajustement insuffisant face à l'inflation). Cela aurait pour conséquence de décourager la demande de crédit. Mais étant donné la non significativité de ce coefficient, on peut en déduire que ce mécanisme n'a pas beaucoup joué, dans la détermination de la demande de crédit après la dévaluation. Avant la dévaluation cependant, la semi-élasticité était positive et significative à 10%. Cela implique une reconstitution des encaisses des agents économiques à cette période. En effet, une augmentation de l'inflation entraîne une baisse du coût réel du crédit, incitant ainsi, les ménages et les entreprises à demander plus de crédits.

Dans la relation de court terme, nous avons retenu les retards les plus significatifs. Il s'agit du Logarithme du PIB réel et du crédit réel retardé de deux périodes. Le taux de croissance du taux d'intérêt intervient de manière contemporaine. Nous n'avons pas pris en compte le taux d'inflation du fait qu'il est stationnaire et du fait de sa non significativité dans la relation dynamique. Le coefficient associé au résidu retardé d'une

période est significatif à 10% et égale à -0.13. Cela implique qu'il existe bien un mécanisme de rappel pour la demande de crédit. Les déséquilibres de la relation de long terme se rapportant à la demande de crédit se caractérisent par un retour assez rapide vers la cible de long terme. Par ailleurs, le taux de croissance du crédit réel est positivement influencé par sa valeur retardée de deux trimestres. Egalement, le taux de croissance du PIB datant de deux trimestres a un impact positif très important (1.12) sur le taux de croissance du crédit réel. Le taux de croissance du taux d'intérêt contemporain intervient de manière significative et positive dans la détermination du taux de croissance du crédit-réel.

Les économies de la zone UMOA, sont toutes des économies agricoles, qui possèdent comme nous l'avons vu plus haut, un cycle économique commun. Toutefois, ces économies sont caractérisées par des différences au niveau de l'évolution de leurs variables macroéconomiques. En effet les graphiques 9,10 et 11 révèlent l'évolution des variables du PIB réel, du crédit réel et du taux d'inflation, pour chacun des pays de la zone. Il apparaît une hétérogénéité des comportements. Par ailleurs, le système financier de ces pays présente une certaine hétérogénéité dans la zone. Nous essaierons d'étudier ces différences en appliquant le modèle retenu pour la zone aux deux plus grands pays, la Côte d'Ivoire (dont le poids dans la zone est de 43% du PIB réel) et le Sénégal (19%).

c) Résultats du modèle appliqué à la Côte d'Ivoire :

Les coefficients pour la Côte d'Ivoire, sont très différents de ceux obtenus pour l'ensemble de la zone. Les coefficients du PIB et du taux d'intérêt sont significatifs avant la dévaluation. L'élasticité du PIB réel au crédit réel est positive et significativement différente de 0. De plus, elle est plus élevée en première période qu'en deuxième période, contrairement à l'estimation pour la zone. Avant la dévaluation, le crédit était plus sensible à l'évolution du PIB réel. Après la dévaluation l'évolution du PIB semble n'avoir aucun impact sur la demande de crédit réel. En effet, le coefficient est non significatif. Les agents économiques se sont sûrement tournés vers d'autres formes de financement, comme par exemple les actifs financiers (présence d'une bourse des valeurs en Côte d'Ivoire) et les Investissements Directs Etrangers.

La semi-élasticité du taux d'intérêt au crédit est significative quant à elle à 10%, alors qu'elle l'est à 5% avant la dévaluation. Le signe positif de cette élasticité est à rapporter comme pour la zone, aux caractéristiques financières de l'économie ivoirienne.

L'élasticité au taux d'inflation en Côte d'Ivoire est cependant cohérente avec celle de la zone. La hausse de l'inflation après la dévaluation a augmenté l'incertitude en Côte d'Ivoire. Cela a eu pour conséquence de décourager la demande du crédit. En effet, le coefficient de l'inflation est significatif. Avant la dévaluation, c'est plutôt l'effet inverse qui jouait. C'est à dire qu'une augmentation de l'inflation entraînait une incitation des ménages à demander plus de crédits.

Le modèle dynamique se rapportant à la demande de crédit de la Côte d'Ivoire, présente également des différences avec celui de la zone. Il existe un mécanisme de rappel pour la demande de crédit en Côte d'Ivoire. Toutefois, les taux de croissance du crédit réel retardé d'une période sont non significatifs. Ce qui n'est pas étonnant compte tenu de l'impact du PIB réel sur la demande de crédit dans la relation de long terme. Par ailleurs, la croissance du crédit-réel est en moyenne faible sur la période d'étude (cf *graphique 5*). Par contre, le taux de croissance du taux d'intérêt contemporain a un impact positif et significatif comme pour la zone sur le taux de croissance du crédit réel.

d) Résultats du modèle appliqué au Sénégal :

Tous les coefficients à part ceux se rapportant à l'inflation sont significatifs sur les deux périodes. L'inflation ne jouent pas un rôle important dans l'explication de l'évolution de la demande de crédit réel. Les élasticités du crédit réel au PIB réel sont compatibles avec ceux de la zone, aussi bien avant qu'après la dévaluation. La sensibilité du crédit par rapport au PIB est homogène à celle de la zone. Par contre, un signe d'hétérogénéité ressort au niveau de l'élasticité positive du taux d'intérêt sur les deux périodes et plus élevée après la dévaluation que l'élasticité de la zone.

La semi élasticité du crédit à l'inflation ne change pas de signe. L'inflation a toujours le même impact au Sénégal sur la demande de crédit : c'est à dire une incitation par la baisse des coûts réel à demander plus de crédits.

La dynamique de court terme indique l'existence d'un mécanisme de rappel pour la demande de crédit. Les taux de croissance du crédit réel et du PIB réel passés et du taux

d'intérêt contemporain jouent tous un rôle important dans la détermination du taux de croissance du crédit réel au Sénégal, comme pour la zone UMOA.

e) la méthode de Johansen :

Le test de Johansen appliqué sur le crédit réel, le PIB réel, le taux d'inflation et le taux d'intérêt, avec un nombre de retards de 4 sur la période d'après la dévaluation, indique au plus trois relations de cointégration (*cf annexe méthode de Johansen*). En nous penchant sur les propositions de relations de cointégration que ce test fournit, nous constatons que pour trois relations de cointégration, tous les coefficients sont non significatifs. Il en est de même pour deux relations de cointégrations. Il ressort cependant que la seule relation de cointégration proposée par le logiciel qui lie les quatre variables, présente des coefficients significatifs. Cela nous permet de considérer cette relation de cointégration et de la comparer à celle que nous obtenons avec la méthode de Engle et Granger.

Qualitativement, nous obtenons les mêmes résultats. En effet, les élasticités sont du même signe et supérieur en valeur absolue à ceux obtenus précédemment après la dévaluation. L'élasticité du PIB réel à la demande de crédit est de l'ordre de 1.97. Ce qui est proche de 1.43. Le terme de rappel estimé est très élevé (en valeur absolue) et significativement différent de 0, ce qui confirme l'ajustement rapide de la demande de crédit dans la zone UMOA.

La méthode de Johansen confirme bien les résultats trouvés plus haut. Il serait intéressant dans de futures recherches d'approfondir cette étude en utilisant les tests de spécifications statistiques pour séries multivariées.

Conclusion :

Dans notre étude, nous avons essayé de faire ressortir une relation de long terme avec le crédit réel et des variables telles que le PIB réel, le taux d'intérêt et le taux d'inflation. Il ressort que pour la zone UMOA, la période d'après la dévaluation suffirait à déterminer la relation de long terme de la demande de crédit réel, étant donné le manque de significativité des coefficients de la première période. L'inflation, ne semble pas être une variable déterminante dans cette relation. Et le taux d'intérêt ressort avec un signe positif dans la relation, contrairement à ce que prédit la théorie. L'estimation de l'équation dynamique fait ressortir une convergence de la demande de crédit réel vers l'équilibre de long terme.

En appliquant, ce modèle aux deux grands pays de la zone, il ressort une hétérogénéité de comportement dans la demande de crédit. Cette hétérogénéité est le fait surtout de la Côte d'Ivoire. L'élasticité du PIB est positive sur les deux périodes. Sa valeur d'avant la dévaluation est supérieure à sa valeur d'après, contrairement à la zone. Ce comportement atypique, de la demande de crédit en Côte d'Ivoire est dû à l'utilisation importante d'autres formes de financement dans ce pays.

Quant au Sénégal, le comportement de crédit est plus homogène à celui de la zone, principalement par la cohérence de l'élasticité du PIB réel au crédit réel et aussi de celle du taux d'intérêt. Le seul comportement hétérogène qu'affiche le Sénégal (mais qui peut-être négligé puisqu'il est non significatif) se situe au niveau de l'élasticité du taux d'inflation à la demande de crédit réel. Par ailleurs contrairement à la Zone, l'on peut se fier à toute la période d'étude pour la détermination de l'équilibre de long terme.

Il ressort donc de cette étude une hétérogénéité des pays de la zone, particulièrement de la Côte d'Ivoire par rapport aux autres pays concernant le comportement de demande de crédit réel. De futures recherches pourrait nous aidé à approfondir cette étude par l'utilisation des méthodes plus adaptées à la technique de cointégration multivariée.

Annexes statistiques :

Cette étude est basée sur des données trimestrielles et annuelles des pays de la zone UMOA. Les séries du crédit au secteur privé, le CPI (Consumer Price Index) et les taux d'intérêt des banques centrales (BCEAO, Banque de France/BCE, Federal Reserve) sont issus des IFS (International Financial Statistics) du FMI. Pour le taux d'intérêt de la Banque de France qui n'existe plus à partir de 1999 nous l'avons complété, par le taux de la banque centrale européenne. Les données n'étant pas complètes pour tous les pays de la zone (points manquants pour certains trimestres), nous avons essayé de les compléter par interpolation statistique, afin de disposer de séries suffisamment longues, nécessaire pour notre étude. Les PIB annuels en volume et en valeur proviennent de la base de données de la Banque Mondiale (World Development Indicators). Ne disposant pas de données sur la production industrielle ou la consommation et l'investissement en séries trimestrielles, nous avons utilisé des méthodes d'interpolation statistique pour trimestrialiser les séries du PIB annuel.

Quant aux séries de CPI et de crédits au secteur privé, elles ont été désaisonnalisées en utilisant la méthode de Johnston et celle de CENSUS X12 ARIMA d' E-views.

Méthode de désaisonnalisation :

La méthode de Johnston (1984) propose pour la désaisonnalisation de régresser le CPI sur des dummies saisonnières. On a ainsi $D_{it} = 1$ si t correspond au $i^{\text{ème}}$ trimestre (avec $i = 1,2,3,4$) et 0 sinon. Si on fait la régression du CPI par rapport à ces variables, on obtient :

$$\text{CPI} = D\mathbf{b} + \text{cpi}$$

Où \mathbf{b} est le vecteur des coefficients des moindres carrés et cpi le vecteur des résidus.

La série cpi , ne peut cependant servir directement en tant que série désaisonnalisée. En effet, sa somme est nulle, alors qu'elle devrait avoir la même valeur que celle de la série originale, non ajustée. Par ailleurs, cpi donne les écarts de CPI par rapport aux moyennes trimestrielles correspondantes. Mais si la série comporte une tendance, les éléments de \mathbf{b} seront un amalgame des effets de la tendance, du cycle et des facteurs saisonniers. Et par conséquent soustraire \mathbf{b} , année après année, des valeurs effectives de Y ne donnera pas des estimations satisfaisantes de la série désaisonnalisée. Pour pallier cela, Johnston propose d'introduire dans

la régression, un polynôme en t (P) d'un degré suffisamment élevé de façon à représenter la tendance et les composantes cycliques, et donc à permettre aux coefficients de D d'être une meilleure estimation de la composante saisonnière. La régression à faire est ainsi :

$$CPI = Pa + Db + e$$

Et la série corrigée des variations saisonnières est:

$$cpi = CPI - Db.$$

Dans notre cas, la série CPI est non stationnaire. Il convient donc d'adapter la méthode de Johnston, qui sans cela posera un problème. Pour cela nous raisonnerons en taux de croissance. En effet, le taux de croissance est plus précis (lorsque les variations sont de forte ampleur comme c'est le cas ici) que la différence première du logarithme qui permet de stationnariser une variable. La série du taux de croissance étant créée, on calcule une série de moyenne annuelle, puis on centre notre série en calculant l'écart à la moyenne annuelle des taux de croissance. C'est cette série d'écart à la moyenne qui est finalement régressée sur les dummies saisonnières. Si les coefficients des dummies sont non significatives, il n'est pas nécessaire de calculer la série corrigées des variations saisonnières. Par contre, si elles sont significatives, la série CVS se calcule à partir du taux de croissance de la série issu du processus de désaisonnalisation. Ce dernier est égale à la somme de la moyenne annuelle calculée plus haut et du résidu de la régression sur les dummies saisonnières.

Cette méthode de désaisonnalisation a été également appliquée aux séries du crédit qui étaient non corrigées des variations saisonnières.

Pour plus de rigueur, nous avons procédé à l'utilisation d'une deuxième méthode de désaisonnalisation : La méthode de CENSUS X12 ARIMA, qui est directement programmée dans la version 4 d'Eviews. Du fait d'une meilleure performance, les séries issues de la dessaisonalisation de la méthode CENSUS X12 ARIMA d'E-views ont été préférées. En effet, la méthode de Johnston, présente des différences dans les résultats pour certaines séries de crédits. Cela pourrait être dû à des problèmes de non stationnarité, ou d'existence de ruptures mal maîtrisées dans ces séries.

Calculs des valeurs agrégées pour la zone :

Nous avons exclu de nos données les séries se rapportant à la Guinée Bissau, du fait de l'hyper-inflation qui caractérise cette économie. Cela n'a pas d'impact sur nos résultats,

car ce pays ne représente qu'une faible fraction du poids de la zone (0.009% du PIB en volume de la zone).

L'agrégat de crédit pour la zone a été calculé en faisant une somme des séries de crédits pour chaque trimestre lorsque les données sont disponibles pour tous les pays, ou une somme pondérée des séries de crédit disponibles.

Le CPI de la zone est le résultat de la moyenne pondérée des CPI des 7 pays de la zone. La pondération utilisée est celle du PIB en volume en 1997. Quant au déflateur du PIB utilisé pour calculé le Crédit réel, il résulte de la division du PIB agrégé en valeur par le PIB agrégé en volume de la zone.

Le taux d'intérêt est celui de la BCEAO, du fait de l'indisponibilité sur une période suffisamment longue pour notre étude du taux d'intérêt débiteur.

Le taux d'inflation est calculé à partir de la variation annuelle du CPI trimestrielle.

Annexe tests statistiques sur le modèle choisi :

Tableau 1 : tests sur les propriétés de stationnarité des séries.

variable	ADF			PP		
	constante et tendance	constante	sans trend ni tendance	constante et tendance	constante	sans trend ni tendance
Credit-P	-1.39	1.78	-0.31	-0.17	1.1	-0.51
D(credit-P)	0.61	0.3	-3.78*	0.6	-0.4	-6.72*
PIB_r	2.38	2.54	2.56	1.85	-3.86	2
D(PIB_r)	1.95	2.16	-2.37*	-0.22	2.46	-3.73*
r	-2.75	0.88	-0.89	-2.26	0.4	-0.94
Dr	-0.59	-0.56	-4.39*	-0.62	-0.56	-6.79*
i	0.08	1.31	-1.53	-0.14	1.26	-2.36*
Di	0.2	-0.33	-2.63*			
tc	1.49	1.05	1.09	1.49	1.05	1.14
Dtc	0.79	1.13	-3.52*	0.47	1.41	-8.72*
rf	-2.24	0.35	-1.33	-2.24	0.35	-1.32
Drf	0.28	-1.05	-1.48*	-0.37	-0.98	-7.47*
r_us	-0.21	1.78	-1.91	-1.03	1.78	-1.74
Dr_us	0.8	-0.42	-2.64*	0.68	-0.56	-8.57*

*indique le rejet de l'hypothèse nulle au seuil de 5%.

Tableau 2: test de stationnarité du résidu de la relation de long terme.

ADF test staistique	-3,65***
---------------------	----------

*** indique la significativité du test au seuil statistique de 1%.

Tableau 3 : tests de restrictions pour les coefficients des différentes variables .

	coefficients avant la dévaluation			coefficients après la dévaluation		
	PIB_r	r	i	PIB_r	r	i
statistique de test(chi-2)	44,04*	23,12*	0,6*	0,02	2,74*	0,007

(*) indique le rejet de l'hypothèse de nullité du coefficient.

Tableau 4 : Autres tests de spécifications

tests de nullité sur tous les coefficients	
chi-2	106,18***
test d'hétéroscédasticité	
obs*R-sq.	11,65**

(***), (**) indiquent respectivement le rejet et l'acceptation des hypothèses nulles.

Tableau 5 : test de stationnarité du résidu

ADF test statistique	-4,49*
----------------------	--------

(*) significativité à 1% de la stationnarité des résidus

Annexe autres spécifications :

Tableau 6 : Modèles reliant le crédit réel au PIB réel, au taux d'intérêt de la BCEA, au taux d'inflation et d'autres variables susceptibles d'influencer la demande de crédit

	a	b	c	d
C(1)	21,33** (4,23)	36,6** (7,1)	21,8** (5,17)	-13,372** (-2,71)
PIB_r	-0,43* (-2,68)	-2,03** (-5,74)	-0,51** (-3,51)	0,735** (4,22)
r	0,03** (4,9)	0,03** (2,48)	0,02** (4,02)	0,002 (0,38)
i	-1,51** (-6,32)	-1,57** (-8,15)	-1,75** (-9,12)	-0,117 (-0,51)
lrc	-0,04 (-0,67)			
R_f		-0,008 (-0,64)		
R_us			0,01** (4,04)	0,021** (7,01)
dummy				-0,522** (-8,91)
R_sq	0,77	0,82	0,81	0,9

(**), (*) indique la significativité à 1, 5%.

Où lrc, Rf et Rus expriment respectivement le logarithme du taux de change, le taux d'intérêt de la banque de France et le taux d'intérêt de la Federal Reserve.

Tableau 7 : Test ADF pour tester la stationnarité des résidus des spécifications a, b, c et d

	a	b	c	d
ADF test statistique	-1,51	-2,64**	-2,35**	0,32

(**) acceptation de l'hypothèse de stationnarité à 1%

Tableau 8 : Equation de long terme reliant le crédit réel au PIB réel suivant deux périodes.

		Credit-P
avant la dévaluation	c(1)	21,55*** (4,75)
	PIB_r	-0,49*** (-3,07)
après la dévaluation	c(2)	-21,79*** (-5,68)
	PIB_r	1,017*** (7,55)

Tableau 9 : Relation de court terme liée à l'estimation du crédit réel sur le PIB en distinguant deux périodes.

	d(credit-P)
c	-0,008*** (-1,72)
résidu (-1)	-0,203*** (-3,55)
d(credit-P)(-2)	0,261*** (-2,59)
D(PIB_r)(-2)	1,36*** (2,56)
D(r-i)	0,02** (4,1)
Di	1,877*** (3,6)
(dummy_dummy(-1))(-1)	-0,137*** (-3,11)
R_sq	0,44
F_stat	11,41

(***), (*)significativité du coefficient à 1% et 10%.

Annexe sur la méthode de Johansen.

Première étape : test de cointégration de Johansen

Tableau 10 : test de Johansen

eigen value	loglikelihood ratio	valeur critique à 5%	hypothèse nulle de cointégration
0,606	138,3	47,21	pas de relation de cointégration**
0,501	68,44	29,68	au plus une relation de cointégration**
0,194	16,27	15,41	au plus deux relation de cointégration*
0,001	0,08	3,76	au plus trois relation de cointégration

(**), (*) rejet de l'hypothèse nulle au seuil de 1 et 5%

Présentation des différentes relations de cointégrations :

Tableau 11 : Existence de trois relations de cointégration

	r	c
credit-P	-0,17	-5,87
	(0,13)	
PIB_r	0,12	19,4
	(0,05)	
i	-0,08	0,6
	(0,04)	

Tableau 12 : Existence de deux relations de cointégration

	i	r	c
crédit-P	-3,63	0,12	8,35
	(1,31))	(0,05)	
PIB_r	0,96	0,04	-28,74
	(0,31)	(0,01)	

Tableau 13 : Existence d'une relation de cointégration

Crédit-P	PIB_r	i	r	c
1	7,14	-10,54	-0,19	197,12
(-)	(3,38)	(5,04)	(0,08)	

Deuxième étape: estimation d'un VECM

Tableau 14: Estimation du modèle à correction d'erreur.

Relation de long terme

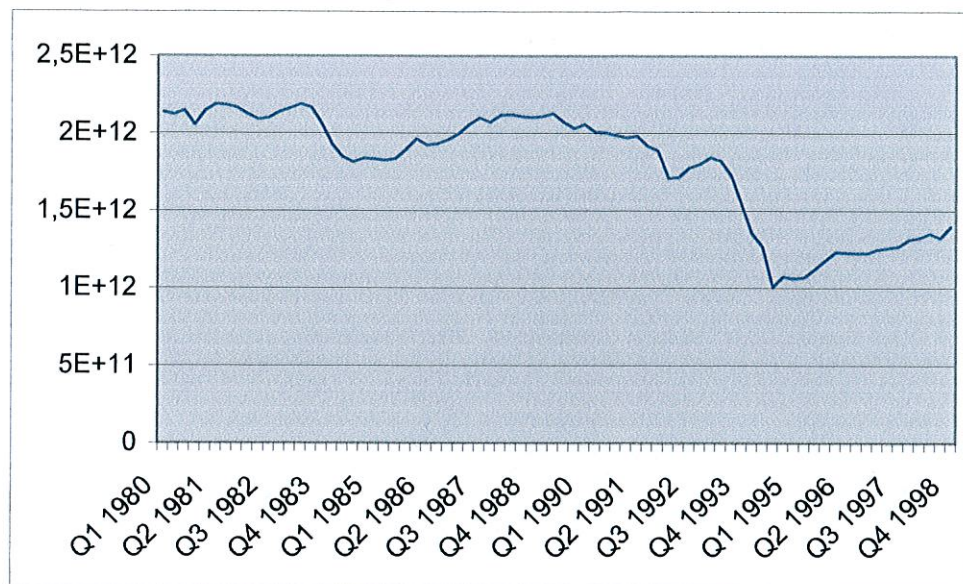
credit-P	c	PIB_r	i	r
1	49,83	-1,97	0,56	-0,14
		(-13,24)	(14,78)	(-12,53)

Equations dynamiques

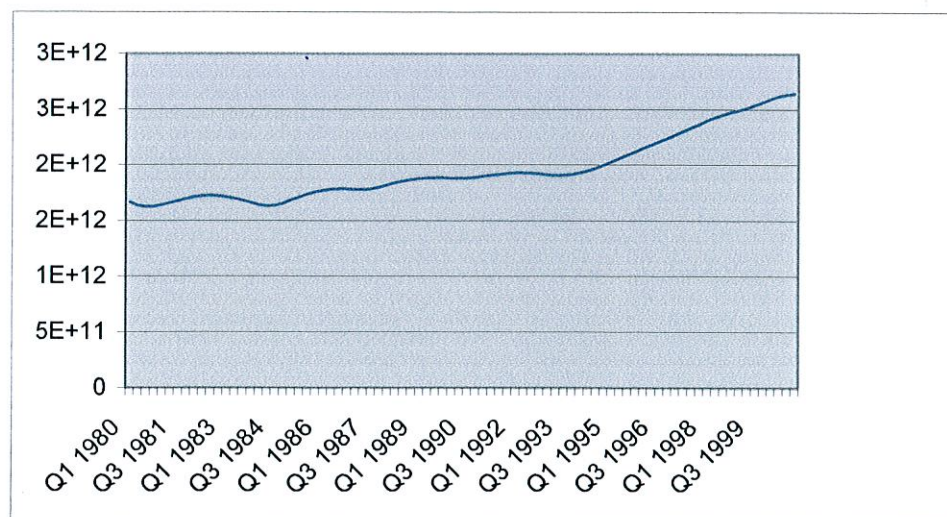
Error Correction:	D(LCREDIT-P)	D(LPIB_R)	D(I)	D(r)
Residu(-1)	-2.217 (-4.96)	0.024 (2.26)	-0.535 (-1.53)	-13.100 (-2.48)
D(CREDIT-P)(-1)	0.975 (3.03)	-0.027 (-3.54)	0.43 (1.71)	9.011 (2.37)
D(LCREDIT-P)(-2)	0.795 (3.78)	-0.016 (-3.12)	0.389 (2.36)	10.033 (4.03)
D(LCREDIT-P)(-3)	0.213 (1.40)	-0.010 (-2.92)	0.472 (3.97)	5.426 (3.02)
D(LCREDIT-P)(-4)	0.186 (1.27)	-0.011 (-3.30)	0.421 (3.67)	5.675233 (3.27)
D(LPIB_R)(-1)	3.453 (0.321)	1.662 (6.30)	7.309 (0.86)	-95.64 (-0.75)
D(LPIB_R)(-2)	-22.304 (-0.971)	-0.607 (-1.076)	-18.442 (-1.026)	92.354 (0.340)
D(LPIB_R)(-3)	55.559 (2.452)	-0.620 (-1.115)	7.485 (0.421)	-170.896 (-0.637)
D(LPIB_R)(-4)	-9.902 (-0.784)	0.294 (0.949)	5.392 (0.545)	274.39 (1.838)
DI(-1)	0.046 (0.123)	-0.002 (-0.307)	0.631 (2.170)	-0.834 (-0.189)
DI(-2)	0.082 (0.193)	-0.019 (-1.860)	0.329 (0.983)	6.520 (1.288)
DI(-3)	-0.269 (-0.97)	-0.007 (-1.10960)	-0.124 (-0.57534)	-3.697 (-1.13474)
DI(-4)	-0.446084 (-2.37)	0.005 (1.27)	-0.206 (-1.40)	-3.16 (-1.42)
D(r(-1))	-0.259 (-4.209)	0.002 (1.949)	-0.103 (-2.138)	-2.012 (-2.765)
D(r(-2))	-0.245 (-4.348)	0.0032 (2.314)	-0.068 (-1.549)	-2.625 (-3.930)
D(r(-3))	-0.081 (-2.18)	0.001 (2.001)	-0.084 (-2.89)	-0.947 (-2.13)
D(r(-4))	-0.066 (-2.11)	0.001 (2.30731)	-0.055 (-2.23)	-1.153 (-3.10)
C	-0.41 (-4.68108)	0.004 (2.17731)	-0.07 (-1.02759)	-2.31 (-2.22105)
R-sq	0.90	0.97	0.89	0.85

Annexes graphiques

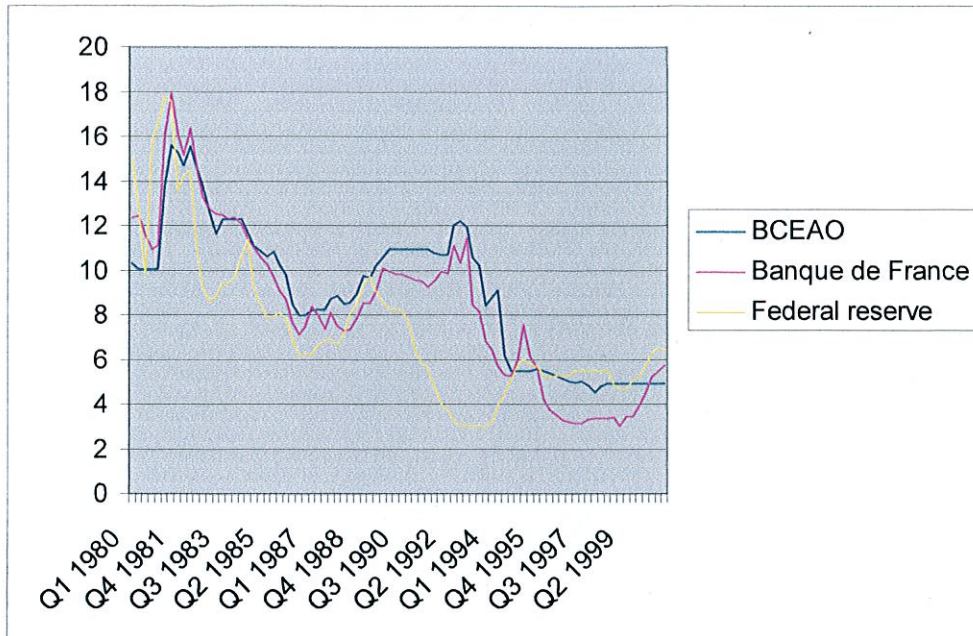
Graphique2 : EVOLUTION DU CREDIT REEL AU SECTEUR PRIVE DANS LA ZONE UMOA



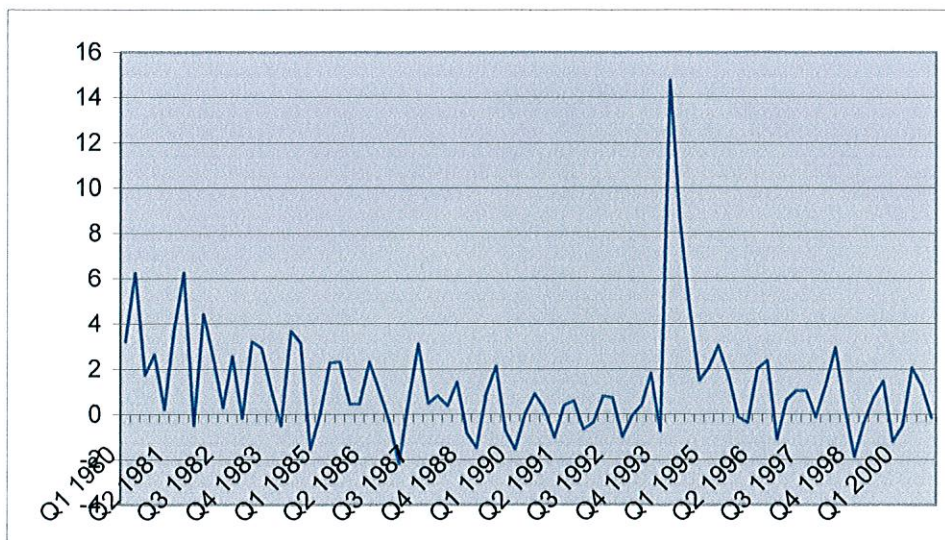
Graphique 3 : EVOLUTION TRIMESTRIELLES DU PIB REEL DE LA ZONE UMOA



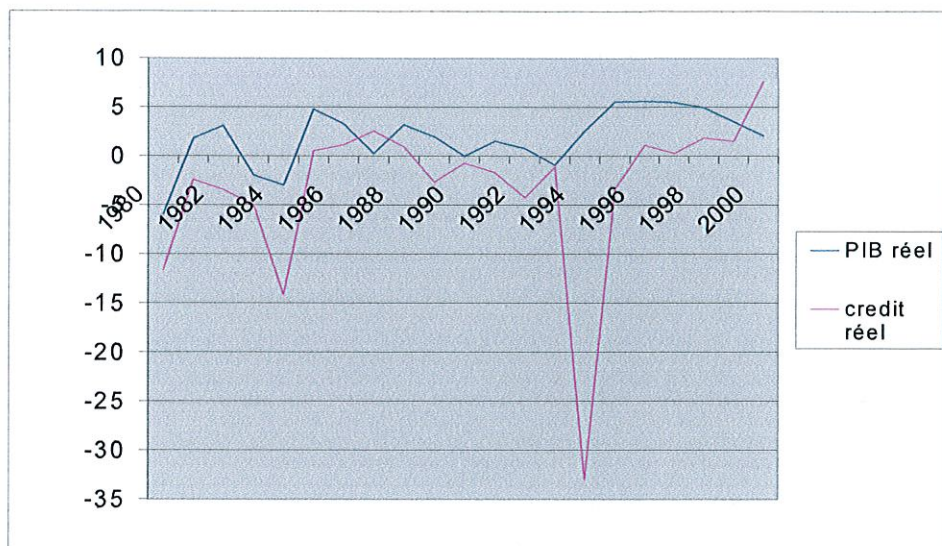
Graphique 4: EVOLUTION TRIMESTRIELLES DES TAUX D'INTERET DE LA BANQUE DE FRANCE DE LA FEDERAL RESERVE ET DE LA BCEAO



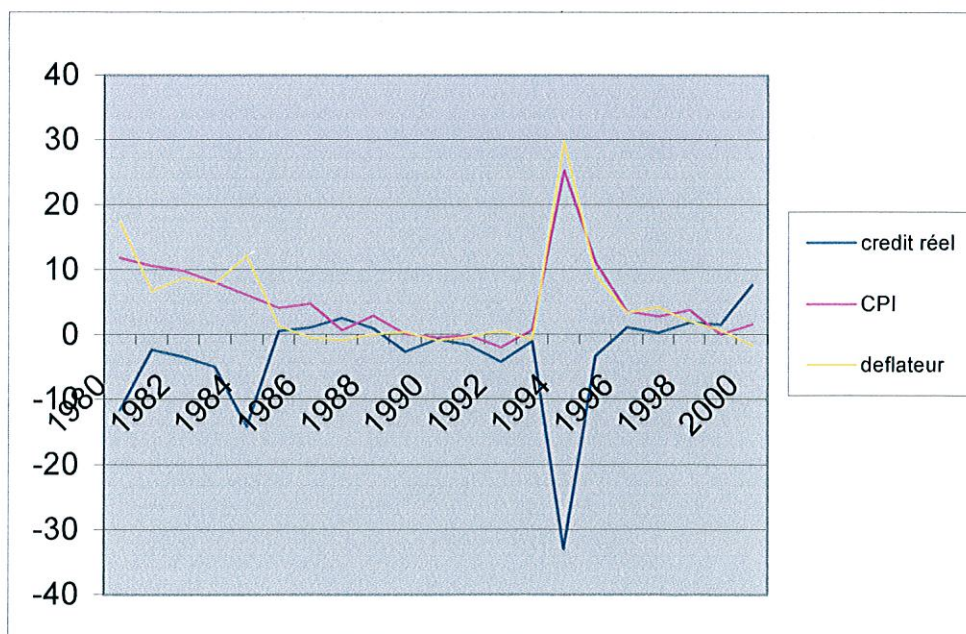
Graphique 5 : EVOLUTION TRIMESTRIELLES DU TAUX D'INFLATION DE LA BCEAO



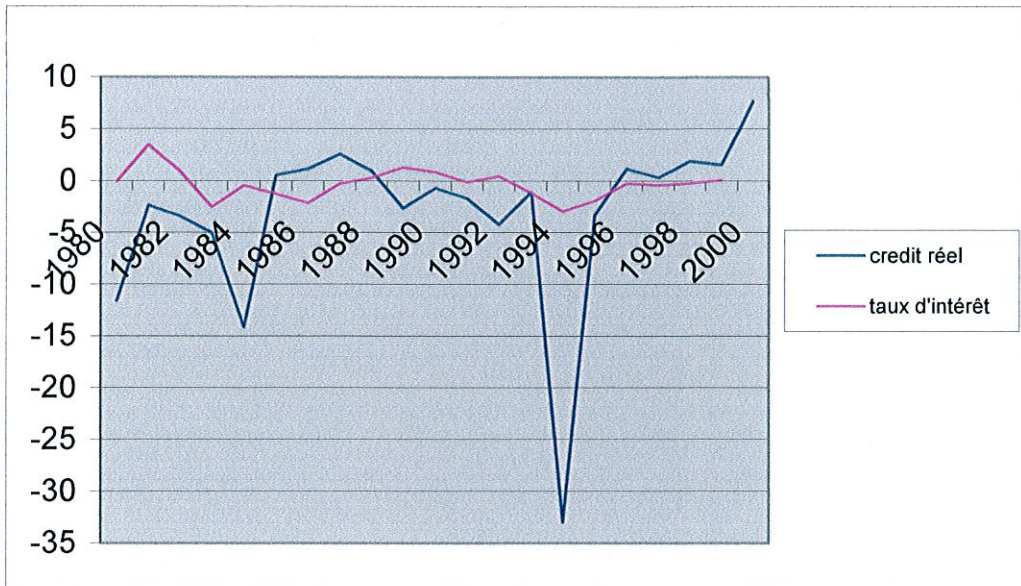
Graphique 6 : VARIATIONS ANNUELLES EN POURCENTAGE DU PIB REEL ET DU CREDIT REEL AU SECTEUR PRIVE



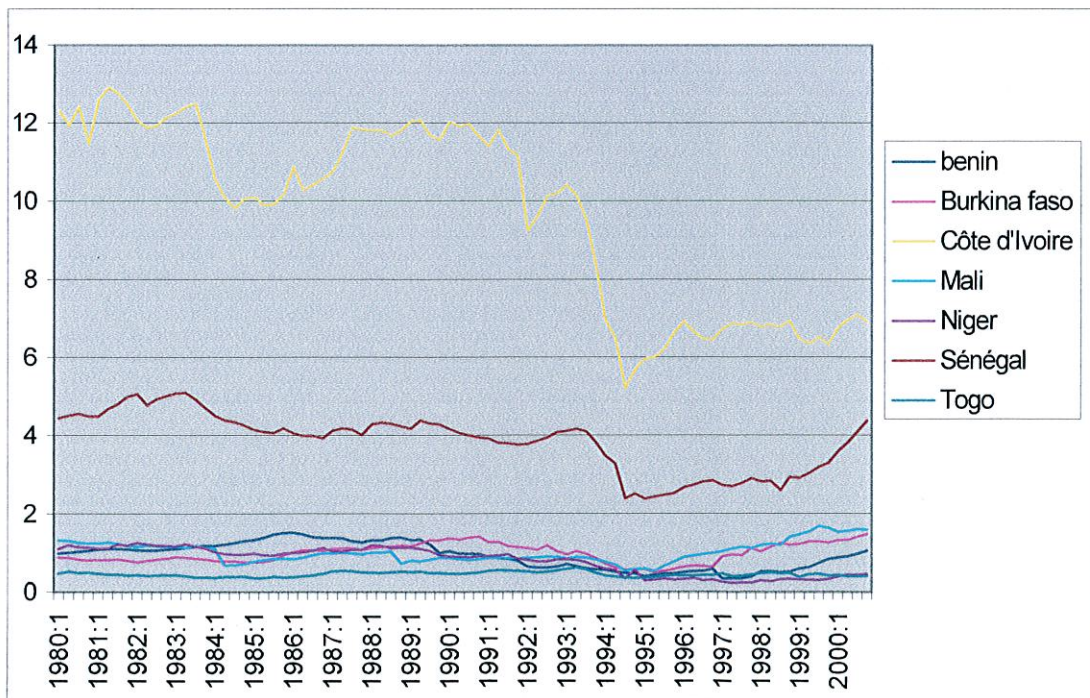
Graphique 7 : VARIATIONS ANNUELLES EN POURCENTAGE DU CREDIT REEL AU SECTEUR PRIVE DE L' INDICE DES PRIX A LA CONSOMMATION ET DU DEFLATEUR DU PIB



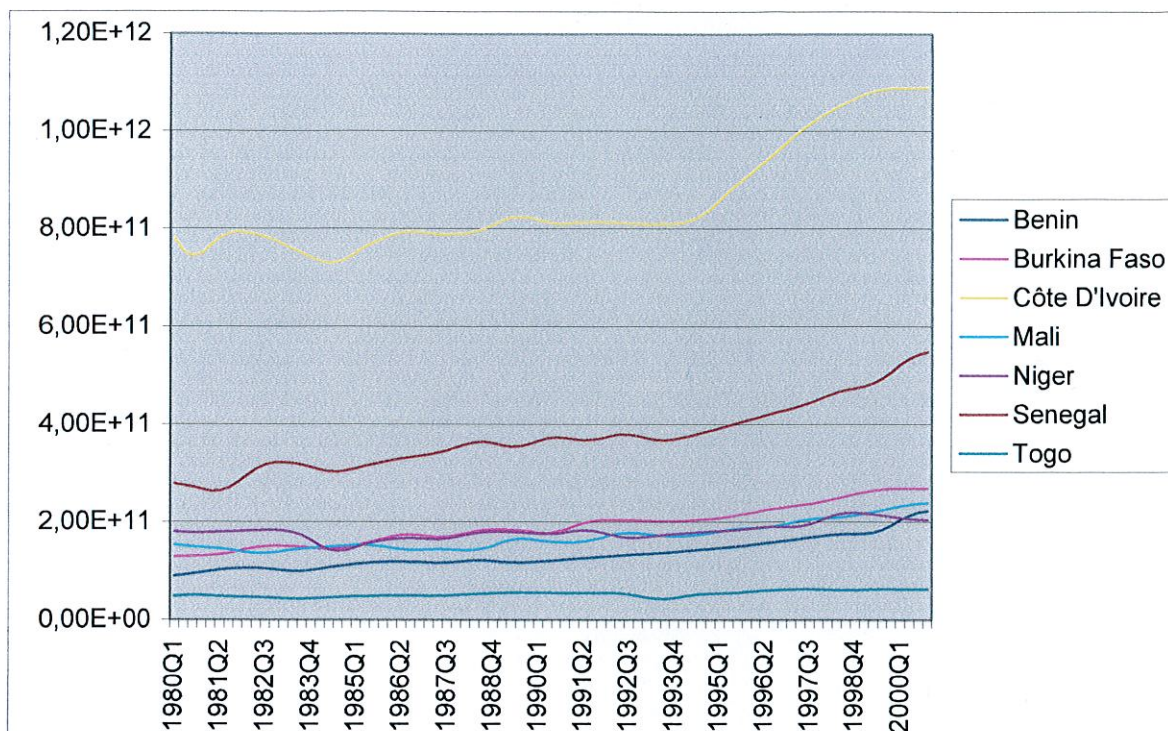
Graphique 8 : VARIATIONS ANNUELLES EN POURCENTAGE DU CREDIT AU SECTEUR PRIVE ET DU TAUX D INTERET DE LA BCEAO



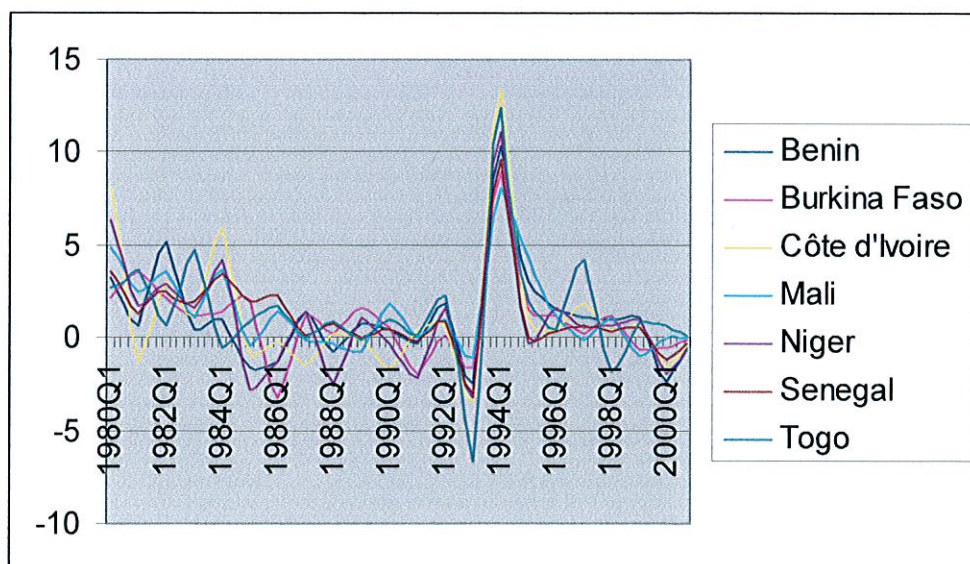
Graphique 9: EVOLUTION DU CREDIT REEL DES DIFFERENTS PAYS DE L' UMOA



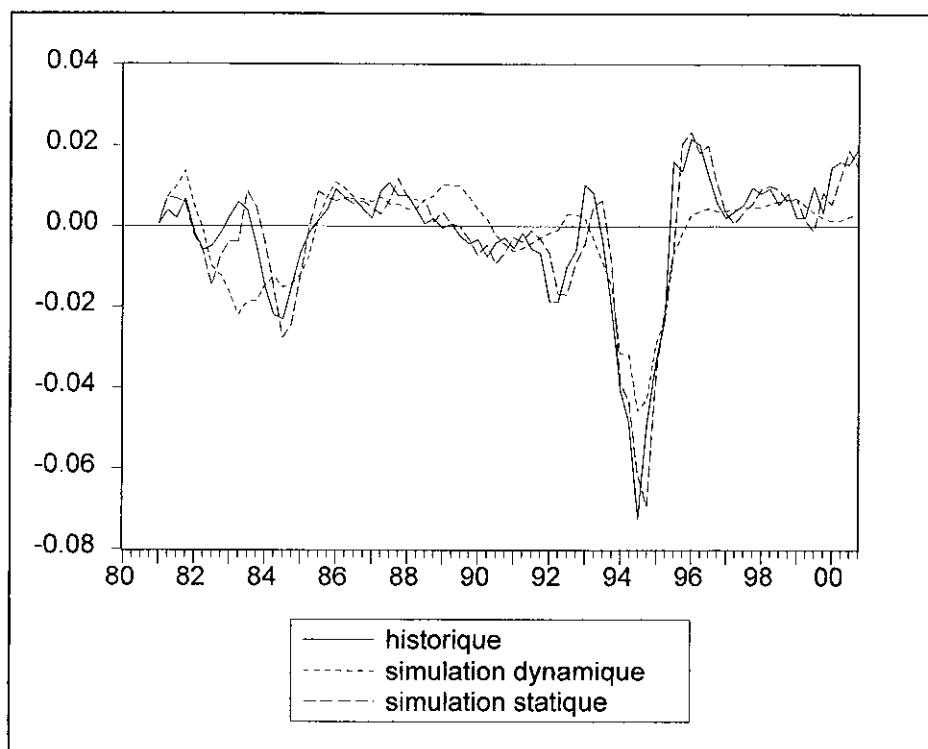
Graphique 10 : EVOLUTION DU PIB REEL DES PAYS DE L' UMOA.



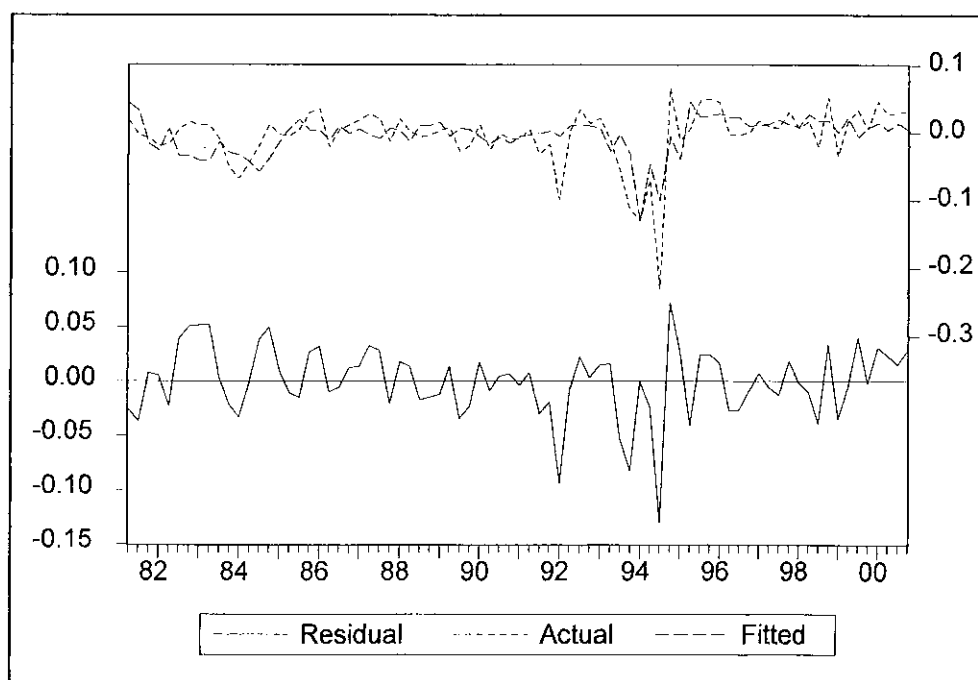
Graphique 11 : EVOLUTION DES TAUX D INFLATION DES PAYS DE L' UMOA



Graphique 12 : SIMULATIONS DYNAMIQUE ET STATIQUE DU CREDIT AU SECTEUR PRIVE DE LA ZONE UEMOA (GLISSEMENT ANNUEL)



Graphique 13 : RESIDU DU MODELE ESTIME EN UNE ETAPE



Bibliographie :

- Athanasios Vamvakidis, 1998 “Explaining Investment in the WAEMU”, IMF Working paper n°98/99
- Calza A. ; Gartner C. and J.Sousa; 2001; “Modelling the demand for loans to the private sector in the Euro Area;” European Central Bank, Working paper n°55.
- Calza Alessandro; Marta Manrique and Joao Sousa; 2003; “Aggregate Loans to the euro area private sector.” European central bank, Working paper n°202.
- Coupet Maylis and Bénassy-Quéré Agnès, 2003; “On the Adequacy of monetary Arrangements in Sub-saharian Africa
- Ehrmann Michael, Gambacorta Leonardo, Martinez-Pagès Jorgue, Sevestre Patrick and Worms Andreas, 2002; “Financial systems and the role of banks in monetary policy transmission in the Euro Area”, banque de France, NER#93
- Freixas et Rochet, 1997; chapitre 5 “Microeconomics of banking” MIT press
- Greene William H, Econometric analysis, 4th edition.
- Jonston J., 1999 Méthodes économétriques, Paris economica
- Kashyap Anil and Stein Jeremy, 2000 “ What do million of observations on banks say about the transmission of monetary policy?” the American economic review
- Mignon Valérie et Lardic Sandrine, 2002 « Econométrie des séries temporelles macroéconomiques et financières », Paris - economica
- Nachega Jean-Claude; 2001; “A cointegration Analysis of broad money demand in Cameroon” IMF Working paper 01/26.
- Plihon Dominique, 2000, « La monnaie et ses mécanismes », Repères, édition la découverte.
- Rapports annuels de la BCEAO, 1990 à 2000.
- Rapports annuels de la Banque de France sur les pays de la zone Franc, de 1985 à 2000.
- Renversez Françoise, 1988 « Eléments d’analyse monétaire »
- Rother Phillip, 1998 ; “Money Demand and Regional Monetary Policy in the West African Economic and monetary Union”, IMF working Paper n° 98/57
- Stiglitz Joseph and Weiss Andrew, « Credit rationing in markets with imperfect Information » American Economic Review,1981 vol 741, pp 393-410.
- “West African Economic and monetary Union : Recent Economic Developments and regional Policy Issues in 2000”, IMF Country Report n° 01/193, October 2001.