



No 1994 – 03
Juin

Transmission de la politique monétaire
et crédit bancaire, une application à cinq pays
de l'OCDE

Fernando Barran
Virginie Coudert
Benoît Mojon

Transmission de la politique monétaire et crédit bancaire, une application à cinq pays de l'OCDE

Fernando Barran¹

Virginie Coudert et Benoît Mojon²

Introduction

Les canaux de transmission de la politique monétaire se sont modifiés avec la déréglementation-libéralisation qui est apparue dans la plupart des pays. Si le canal par le taux d'intérêt semble maintenant plus direct, l'effet des agrégats monétaires eux-mêmes sur l'activité s'est sans doute transformé à mesure que leurs définitions évoluaient. Parallèlement dans la dernière récession américaine, des taux d'intérêt maintenus très bas n'ont pas réussi à relancer l'activité dans les délais habituels, notamment car la distribution de crédits a été très faible. Ceci a jeté quelques doutes sur l'efficacité des transmissions de la politique monétaire. Au canal par les taux d'intérêt, certains auteurs ont proposé d'ajouter un canal par le crédit bancaire. S'il est maintenant établi théoriquement - à la suite des travaux de Stiglitz et Weiss (1981) - qu'il peut exister un "rationnement d'équilibre" du crédit, l'équilibrage de ce marché peut passer par d'autres variables que le taux d'intérêt, et ce rationnement effectué par les banques dans les périodes de récession peut sans doute avoir un impact macro-économique qui mérite d'être étudié.

Si le crédit bancaire n'est pas entièrement substituable aux autres sources de financement - c'est le cas au moins pour les petites entreprises qui n'ont pas d'accès à d'autres sources de financement - la contrainte de rationnement peut exercer un effet restrictif sur la demande de biens, et aussi sur l'offre. Cet effet devrait pouvoir être mis en évidence au niveau macro-économique. Les travaux initiés par Bernanke et Blinder (1987, 1992) aux Etats-Unis ont permis de mettre en évidence une transmission de la politique monétaire spécifique au crédit bancaire. Au canal par les taux d'intérêt et la demande de monnaie, s'ajouterait un autre canal dit 'lending channel'. Ce dernier canal résulterait des effets spécifiques de la répercussion de la politique monétaire sur le crédit bancaire, ce qui regroupe aussi bien des effets liés au rationnement d'équilibre du crédit, que d'autres liés à des mécanismes de "propagation financière", résultant du fait qu'un choc sur la politique monétaire peut se répercuter sur la richesse des entreprises et donc sur leur collatéral et leur accès au crédit.

Dans une première partie, nous rappelons les principaux travaux publiés dans la littérature sur ces questions. L'accent est mis sur les résultats empiriques, souvent contradictoires et peu conclusifs. Dans une deuxième partie, nous présentons des tests de causalité entre variables financières et variables réelles dans les grands pays de l'OCDE. Dans une troisième partie, nous étudions la réponse de l'économie à des chocs de politique monétaire, grâce à un modèle VAR.

1. Une revue de la littérature

1.1. Quelques fondements théoriques

Dans les années 60, certains auteurs, comme Tobin et Brainard (1963), ou Modigliani (1963), avaient déjà souligné l'importance des distorsions entre coûts des différentes sources de financement et montré comment le rationnement du crédit pouvait opérer. Mais la littérature économique était alors dominée par le "théorème" de Modigliani-Miller (1958), démontrant l'équivalence des différentes sources de financement pour les entreprises. Depuis les années 70 au contraire, les avancées de la théorie économique en information incomplète ont permis de renouveler l'approche du crédit bancaire.

Depuis la seconde moitié des années 1980, la *credit channel* a fait l'objet d'une abondante littérature, principalement empirique, où les différents auteurs constatent l'affaiblissement des relations traditionnelles de la *money view* et tentent de démontrer le rôle spécifique du crédit bancaire. Ses fondements théoriques ne forment pas

¹ Banque Centrale de l'Uruguay et Université Catholique de Louvain.

² Centre d'Etudes Prospectives et d'Informations Internationales.

vraiment un corpus théorique réellement unifié et les explications micro-économiques évoquées peuvent différer d'un auteur à l'autre. L'approche est commune pour reconnaître l'importance du crédit bancaire.

1.1.1. La non neutralité de la monnaie et du crédit

Si l'on suppose que les agents ont des anticipations rationnelles, les variations anticipées de la monnaie ne produisent théoriquement pas d'effet réel ; elles sont neutres. Il peut néanmoins y avoir non neutralité de la monnaie, pour ses variations non anticipées, si les prix sont rigides. Différentes formes de rigidité des prix peuvent être mises en avant : rigidités dues à des contrats salariaux pluri-annuels pour les néo-keynésiens (Fisher, Gray, Taylor)³, rigidités dues à des asymétries d'information empêchant de percevoir la montée générale des prix (Lucas, Barro)⁴. Cependant la rigidité des prix n'est pas une condition nécessaire à la non neutralité, pour tous les auteurs. Certains auteurs, comme Bernanke (1986) ainsi que Greenwald et Stiglitz (1988) développent des argumentations où des prix flexibles sont compatibles avec un effet réel de la politique monétaire.

La non neutralité de la monnaie dans la *money view* provient du fait que les variations des réserves bancaires peuvent affecter les taux d'intérêt réels. En cas de resserrement monétaire, la contraction de la masse monétaire doit s'accompagner d'un déplacement vers les obligations. Ce déplacement n'a lieu que si les taux d'intérêt montent pour y inciter les agents. Or si les prix sont rigides et ne s'ajustent pas complètement instantanément, la contraction monétaire induit une baisse de la masse monétaire réelle détenue par les agents et une montée des taux d'intérêt réels qui a des conséquences sur l'investissement et le PNB. La non-neutralité passe également par des effets richesse, qui jouent sur la consommation.

Le fait que les banques opèrent "une liability management" peut amoindrir le canal monétaire. En effet en cas de restriction monétaire, les banques émettent davantage de certificats de dépôts pour maintenir leur activité. Même s'il y a baisse de la monnaie au sens strict, l'augmentation des certificats de dépôts et des titres dont le marché est très liquide ne réduit pas vraiment la liquidité perçue par les agents.

Naturellement un des canaux de transmission les plus puissants de la politique monétaire passe certainement par la variation des taux de change. Cet aspect est souvent occulté dans la littérature américaine empirique sur ces questions mais doit être mis au premier plan pour les autres pays.

La non neutralité de la monnaie peut aussi résulter de la "*credit channel*". Si l'on ajoute un actif distinct : le crédit bancaire, le raisonnement peut rester valable mais l'effet réel est renforcé par la baisse du crédit. Le spread entre taux du crédit bancaire et taux des obligations augmente et une partie des entreprises n'ayant pas accès aux autres formes de financement externe se trouvent évincées et contraintes de réduire leur investissement. A la montée des spreads peut s'ajouter un rationnement du crédit.

1.1.2. ISLM et le credit channel

³ Par exemple, si la masse monétaire augmente à un taux supérieur à ce qui était anticipé, le surcroît de demande va se traduire d'abord par une augmentation des prix. Si les augmentations nominales de salaires ont été fixées au préalable dans le cadre de contrats pluriannuels, les salaires réels vont baisser temporairement, induisant par là même une augmentation de l'emploi et de la production.

⁴ Les progrès dans l'analyse micro-économique montrent aujourd'hui que de multiples raisons vont dans le sens de cette rigidité des prix, d'autres variables comme les stocks peuvent jouer un rôle dans l'ajustement de l'offre à la demande

Bien que le modèle ISLM paraisse aujourd'hui désuet par rapport aux développements théoriques qui l'ont suivi, l'interprétation des effets de la politique monétaire qu'il propose sert encore de référence. Dans le modèle de base, le crédit bancaire n'est pas identifié en tant que tel. Il y a une seule source de financement - les obligations, ce qui revient implicitement à supposer la substituabilité parfaite entre titres et crédit.

En cas de resserrement monétaire, ou contraction des réserves bancaires, les banques peuvent réagir en accroissant leur demande de dépôts non soumis à réserves obligatoires, certificats de dépôts ou dépôts à terme, ou bien en recourant éventuellement à une émission de titres, d'où un renchérissement des taux d'intérêt. Cette montée des taux d'intérêt, en réduisant l'investissement, produit un effet réel. Dans ce schéma, le comportement des banques, en réponse à une inflexion de la politique monétaire ne concerne donc que leur passif. La composition de l'actif ne semble pas affectée. Cette hypothèse est remise en cause dans la credit channel.

Deux raisons au moins pourraient être à l'origine du fait que cette transmission, que nous appellerons "money channel", est de moins en moins efficace ; d'une part, une large fraction des dépôts bancaires est maintenant rémunérée à des taux du marché monétaire, ce qui rend les substitutions traditionnelles entre monnaie et titres de moins en moins probables ; d'autre part, dans la plupart des pays développés les réserves obligatoires sur les dépôts ont tendance à diminuer, voire à disparaître, ce qui rend certainement les banques moins attentives à une gestion de leur passif pour les éviter.

Bernanke et Blinder (1988) incorporent un marché du crédit bancaire dans le modèle ISLM, en plus du marché des titres, et montrent que les résultats standards en sont très affectés. Les chocs sur l'offre de crédit peuvent se traduire par des effets divergents sur les deux taux d'intérêt. Notamment un choc réduisant l'offre de crédit, résultant par exemple d'une montée des risques sur les emprunteurs bancaires, peut réduire le crédit, le PNB et le taux sur les obligations publiques, pendant que le taux du crédit s'élève. De même, un choc sur l'offre, produit par un encadrement du crédit, peut avoir les mêmes effets où la politique monétaire restrictive coïncide avec une baisse des taux sur les titres.

Dans un tel schéma, on voit que les variations de spreads peuvent servir d'indicateurs sur la nature du choc auquel l'économie a été confrontée. L'importance de ces spreads se retrouve d'ailleurs dans les études empiriques.

Blinder (1987) montre les conséquences d'un rationnement du crédit sur un modèle ISLM, il met en évidence les effets réels du passage de l'économie vers une situation de rationnement et les régimes de croissance différents qui en résultent.

1.1.3. Information incomplète et crédit bancaire

Des surveys complets ont déjà été faits sur ce domaine, par exemple par Mattesini (1993). Nous rappelons ici seulement quelques résultats essentiels qui ont radicalement modifié l'approche économique du crédit. Dans les années 70, les travaux économiques sur l'information incomplète ont commencé à se développer : Akerlof (1970) a montré comment le fonctionnement de certains marchés pouvait être perturbé par l'asymétrie d'information entre vendeurs et acheteurs. Rapidement des applications ont été faites au marché du crédit bancaire. En levant l'hypothèse d'information parfaite, le "théorème" de neutralité des sources de financement énoncé par Modigliani-Miller peut être invalidé de différentes manières, comme par exemple dans l'étude de Jensen et Meckling (1976) où les "insiders" dirigeant une entreprise ont une incitation d'autant plus grande à faire des profits qu'ils possèdent une plus large part des actions.

Parallèlement, une littérature se développait sur le rationnement du crédit bancaire car des pratiques d'encadrement administratifs existaient encore dans certains pays (Jaffee-Modigliani 1969, Sealey 1979). Mais cette littérature, liée à la théorie du déséquilibre, a connu ensuite une certaine désaffection pour deux raisons : d'une part, parce que ce rationnement du crédit exogène n'a pu trouver de véritable justification économique et, d'autre part, car ces pratiques d'encadrement administratif ont été peu à peu abandonnées dans les grands pays.

Les travaux micro-économiques, du type de ceux de Stiglitz et Weiss (1981), ont renouvelé l'intérêt pour le crédit bancaire en montrant que le rationnement du crédit pouvait correspondre à un comportement rationnel de maximisation du profit en information incomplète. Du rationnement administratif, on passe alors à un "rationnement d'équilibre". En effet, au delà d'un certain seuil, une hausse de taux d'intérêt sur le crédit peut entraîner des phénomènes de sélection adverse qui évincent les emprunteurs les moins risqués et augmentent la proportion d'emprunteurs très risqués. Il vaut alors mieux rationner le crédit et limiter la hausse des taux même si le rationnement doit s'effectuer de manière aléatoire. Dans des modèles ultérieurs plus élaborés, le rationnement s'opérera non plus de manière aléatoire mais sur d'autres critères ; le contrat de crédit peut être perçu comme un vecteur à plusieurs composantes : taux d'intérêt, durée, taille de la garantie, apport personnel demandé, etc. et l'équilibre du marché du crédit peut s'effectuer sur l'une ou l'autre de ces composantes et pas nécessairement sur les prix.

Par ailleurs, la théorie des prêts comme contrats optimaux (Townsend 1979, Gale et Helwig 1985) a donné des fondements micro-économiques au contrat de crédit bancaire en démontrant qu'il minimise les coûts de vérification en présence d'information asymétrique.

1.1.4. Les conditions nécessaires pour un credit channel

Kashyap et Stein (1993) rappellent les conditions nécessaires à l'existence d'une transmission spécifique par le crédit bancaire. Premièrement, les prêts bancaires et les obligations ne doivent être parfaitement substituables pour les entreprises ; en d'autres termes, certaines entreprises ne peuvent emprunter davantage sur les marchés directs en cas de baisse du crédit bancaire. Deuxièmement, la politique monétaire de la banque centrale doit pouvoir affecter le comportement bancaire en matière de distribution de crédit ; c'est-à-dire que les intermédiaires financiers ne peuvent isoler leur octroi de crédit des modifications subies sur leurs réserves. Troisièmement, l'ajustement des prix doit être imparfait pour que la politique monétaire soit non neutre puisque, si les prix s'ajustaient instantanément, il n'y aurait pas d'effet réel de la politique monétaire, ni par la "money channel" ni par la "credit channel"⁵.

⁵même s'il était possible que la politique monétaire soit non neutre dans un modèle à prix flexibles comme celui de Greenwald-Stiglitz (1988)

1.2. Les résultats empiriques

La transmission de la politique monétaire a fait l'objet d'une abondante littérature empirique. Alors que le débat s'est longtemps porté sur le clivage : keynésiens-monétaristes, il s'est maintenant clairement déplacé sur le partage : ISLM-monétaristes d'un côté, et défenseurs de la théorie du cycle réel de l'autre. Schématiquement, pour les premiers, les variations non anticipées de la monnaie peuvent produire un effet réel à court terme ; pour les seconds, la politique monétaire ne produit pas d'effet réel. Nous ne reviendrons pas ici sur tout l'historique de ce débat sur les liaisons entre masse monétaire et activité réelle. Nous nous limiterons ici à exposer les travaux récents, qui posent explicitement la question de l'existence d'une "credit channel". Leurs résultats sont souvent contradictoires ou ambigus car les séries de monnaie et de crédit étant très corrélées, il est difficile d'isoler leurs effets respectifs.

Les études empiriques ont été nombreuses. Nous les décomposons ici en quatre catégories : les premières testent l'hypothèse de rationnement du crédit ; les secondes mettent en évidence le rôle prédictif des spreads sur l'activité économique ; les troisièmes traitent de l'affaiblissement du canal strictement monétaire et recherchent de nouveaux objectifs intermédiaires plus pertinents ; elles étudient le lien entre variables monétaires et variables réelles au niveau macro-économique. Les quatrièmes essaient de mieux comprendre la réponse du crédit bancaire aux inflexions de la politique économique en utilisant des données de bilan bancaire et des données par catégorie d'entreprises.

1.2.1. Les tests sur le rationnement du crédit

Reprenant une procédure développée par Maddala-Nelson (1974), King (1986) tente de tester l'existence d'un rationnement d'équilibre sur données américaines. Ses résultats sont mitigés. D'une part, il montre que le taux d'intérêt sur les prêts est une variable significativement différente de 0 dans l'explication de l'offre de crédit, contrairement à ce qui serait attendu en cas de rationnement. Mais d'autre part, il montre aussi que sur l'ensemble de la période considérée le marché du crédit est le plus souvent en excès de demande et non en excès d'offre.

Dans la lignée des travaux sur le rationnement du crédit, comme ceux de Jaffee (1971) qui associaient rationnement et rigidité des taux du crédit, - c'est-à-dire que ce taux ne s'ajuste pas instantanément aux changements du taux du marché monétaire - , Berger et Udell (1992) reprennent des tests, liés à la rigidité des taux du crédit. Mais si ces auteurs confirment bien la lenteur d'ajustement des taux sur le marché du crédit, ceci n'est pas nécessairement le signe d'un rationnement, mais peut aussi être dû à une forme d'assurance implicite que la banque fournit aux emprunteurs en écrétant les variations trop fortes de taux d'intérêt. La rigidité des taux d'intérêt à la hausse peut aussi s'expliquer par la renégociation menée par les banques avec les entreprises en difficulté en cas de hausse des taux : pour éviter des faillites, les banques préfèrent modérer les hausses de taux.

1.2.2. Spreads de taux d'intérêt et activité économique

Dans le cadre de leur étude sur les indicateurs avancés du NBER, Stock et Watson (1989) ont montré que les agrégats monétaires et le crédit peuvent être de bons indicateurs avancés de l'activité dans une analyse bi-variée, mais perdent leur pouvoir prédictif dès que d'autres variables sont introduites. Ces auteurs retirent donc la monnaie, le crédit, ainsi que d'autres variables (le prix des actions, l'emploi, les ventes, les stocks...) de l'indicateur avancé du NBER pour construire leur nouvel indicateur. Par contre, ils ajoutent d'autres variables qui contiennent davantage d'information sur l'activité future, notamment le taux d'intérêt sur les obligations publiques et les deux spreads suivants :

- le spread de taux d'intérêt entre long et court terme : ce spread refléterait les anticipations des agents sur la croissance future : si les agents anticipent une baisse de l'activité, et qu'ils croient à une courbe de Phillips, ils anticipent une baisse de l'inflation à venir. Ceci fait baisser le taux à long terme relativement au taux à court terme et peut même inverser la courbe des taux ;

- le spread entre les taux d'intérêt public et privé , qui est révélateur du risque de défaut.

Ils retrouvent ainsi le résultat de Sims (1980), qui montrait l'importance du taux d'intérêt dans la prévision de l'activité.

D'autres contributions, Bernanke (1990), Bernanke et Blinder (1992), Friedman et Kuttner (1989,1991 et 1992) trouvent également que les taux d'intérêt et les spreads dominent les agrégats monétaires dans les tests de causalité sur les variables réelles.

Sims (1980) avait déjà mis en évidence le fait que le taux d'intérêt dominait la masse monétaire dans l'estimation de l'activité réelle. Il interprétait ce résultat comme une preuve de la neutralité de la politique monétaire. Bernanke-Blinder et Friedman-Kuttner s'opposent à cette interprétation et reprennent la critique formulée par Mac Callum (1983) : le taux d'intérêt est un reflet de la politique monétaire plus fidèle que les agrégats, le fait qu'il soit un indicateur avancé de l'activité démontre la non neutralité de la politique monétaire.

Le pouvoir prédictif des spreads n'a pas une interprétation économique immédiate, puisque ce sont a priori des variables artificielles qui n'équilibrent aucun marché et ne sont pas maniés directement par les autorités monétaires. Aux Etats-Unis la plupart des études empiriques ont montré que le spread entre taux des papiers commerciaux et taux des bons du trésor était le plus significatif. C'est notamment le cas de l'étude de Bernanke (1990), qui fait une comparaison systématique des indicateurs avancés fournis par 8 taux d'intérêt et de 5 spreads de taux.

Dans une étude ultérieure, Friedman et Kuttner (1991) confirment le rôle prédictif des spreads de taux d'intérêt entre marché des "commercial paper" et marché des bons du Trésor. Ces spreads ont tendance à augmenter avant les récessions. Trois explications sont envisagées par les différents auteurs :

- l'élargissement du spread peut témoigner de la montée des risques sur les créances privées car les agents anticipent que la probabilité d'insolvabilité va augmenter avec la récession. Mais Bernanke (1990) conteste cette explication. En effet ce spread est peu corrélé à d'autres spreads indiquant les risques sur les agents privés, comme celui entre les obligations cotées BAA et AAA, ce dernier spread étant plus directement assimilable à une prime de risque.

- il peut aussi témoigner d'une contraction du crédit bancaire, qui reporterait les entreprises vers d'autres formes de financement, notamment le marché des papiers commerciaux. Cette contraction du crédit résulte d'un resserrement de la politique monétaire, et elle est généralement suivie d'une récession.

- enfin l'augmentation de ce spread peut signaler la montée des besoins de liquidité des emprunteurs sur le marché des papiers commerciaux, indiquant par là une dégradation de la situation des entreprises. Devant l'impossibilité de réduire leur offre instantanément, les entreprises ; qui anticipent la récession, augmentent leurs sources de financement externes.

L'augmentation des spreads peut donc notamment traduire un comportement bancaire de rationnement des crédits, conduisant les entreprises sur le marché des commercial paper.

Quelque soit l'explication retenue, Kashyap-Stein et Wilcox (1993) font remarquer que ce spread ne s'est pas accru avant la récession de 1989. Ils expliquent ce changement par le développement du marché des papiers commerciaux qui aurait atteint suffisamment de profondeur pour devenir moins sensible aux fluctuations de la demande.

Artus et Kaabi (1993) reprennent cette problématique sur les spreads en l'appliquant à 4 autres pays de l'OCDE : Allemagne, France, Royaume-Uni, Japon. Ils montrent que les spreads entre taux à long terme et taux à court terme constituent des indicateurs avancés de l'activité réelle pour les pays étudiés, puisqu'ils sont corrélés positivement avec la croissance économique, qui interviendra quatre trimestres plus tard. L'explication qu'ils fournissent au moyen d'un modèle théorique est cependant ambiguë, puisque la structure par terme ne réagirait pas positivement à tous les chocs pouvant conduire à une augmentation de la production future, mais seulement aux chocs de demande.

1.2.3. Comparaison du canal monétaire et du canal du crédit bancaire : des tests sur données macro-économiques

Les mêmes méthodes sont utilisées par la plupart des auteurs ; elles consistent essentiellement en des tests de causalité de Granger (tests de Fisher) et en des décompositions de variance. L'idée qui les sous-tend est de saisir le contenu informatif présent dans certaines variables financières qui leur permet de prédire l'activité réelle. Les données utilisées sont des données macro-économiques.

Bernanke et Blinder (1992) ont mené une analyse statistique systématique des effets des variables financières sur l'activité réelle. Leurs résultats sont clairs : le taux des fonds fédéraux a un pouvoir prédictif sur les variables réelles qui dépasse celui des agrégats monétaires M1 ou M2. Pour eux, les variations de ce taux indiquent les inflexions de la politique monétaire. Le taux des fonds fédéraux n'est pas seulement un indicateur de l'activité réelle future, comme le pensent les théoriciens du Real Business Cycle. C'est aussi un indicateur des tensions sur la politique monétaire. Pour s'en assurer, premièrement, les auteurs testent une fonction de réaction, montrant que le taux des fonds fédéraux est bien manié par les autorités en réponse aux variations du chômage et de l'inflation. Deuxièmement ils montrent que ce taux est peu sensible à la demande de réserves bancaires, ce qui laisse penser que ses variations résultent d'une politique délibérée de la banque centrale.

Munis de cet indicateur de la politique monétaire, les auteurs observent ensuite comment réagissent les grands postes des bilans bancaires à une restriction monétaire, c'est-à-dire à une hausse du taux des fonds fédéraux. Les fonctions de réponse à une impulsion obtenues ("impulse response function") éclairent les transmissions par le canal bancaire : les périodes de contraction monétaire sont suivies d'une contraction des dépôts et des titres, sensible dans les 6 mois suivants, mais les crédits bougent peu dans un premier temps. Par contre, à un horizon de 2 ans, les crédits ont autant baissé que les dépôts alors que le portefeuille de titres est revenu à son niveau initial. Il y a donc une distorsion de l'actif bancaire, inexplicable dans la "money view".

Il est intéressant aussi d'observer que la réponse du taux de chômage s'opère dans des délais analogues à celle des crédits : le chômage est stable sur les 6 premiers mois, puis monte durablement.

L'inertie des crédits dans un premier temps, qui est démontrée ici, empêche cette variable d'apparaître significative dans les tests habituels. En effet, si les crédits ne sont pas des variables significatives de l'activité réelle dans les modèles VAR, contrairement à la monnaie, et s'ils n'apparaissent pas non plus explicatifs dans les tests de causalité à la Granger, ceci tient au fait que ces tests supposent une causalité déterminée par l'antériorité. Or, si la baisse des dépôts, immédiate après une contraction monétaire, précède bien la baisse de l'activité, celle des crédits est parallèle. L'impuissance de ces tests ne doit pas conduire à conclure que le ralentissement des crédits n'a pas d'incidence sur l'activité.

Avec des méthodes et des données analogues, **Friedman et Kuttner (1992)** obtiennent le même type de résultats : seuls les taux d'intérêt et les spreads sont significatifs dans la période récente ; ils concluent aussi à l'affaiblissement de la "money channel". Les agrégats ne causent plus au sens de Granger l'activité. Il n'y a pas non plus de relation de cointégration entre monnaie et PIB.....

Cependant **Beckett et Morris (1992)** contestent leurs résultats. Avec quelques points supplémentaires dans les séries et un changement de base, ils aboutissent à des conclusions opposées.

Balke et Emery (1994) reprennent ces analyses et concluent à un changement dans la transmission réelle de la politique monétaire aux Etats-Unis depuis 1982. Par des tests de Fisher, ils montrent que les agrégats monétaires avaient un effet significatif sur le chômage et sur l'inflation entre 1959 et 1979, mais cet effet a disparu sur la période récente 1982-1992. Par contre, le taux des fonds fédéraux est toujours significatif dans la période récente. Mais ils obtiennent des résultats curieux dans leurs "impulse response functions" :

- dans leur fonction de réaction les autorités monétaires répondent moins aux variations de l'inflation dans la période récente que précédemment. Selon les auteurs, une explication possible tient à la méthode utilisée dans les modèles VAR qui est de considérer l'impact de choc non anticipés. Or comme l'inflation est devenue moins volatile dans la période récente; elle comporte moins de chocs non anticipés et peut s'anticiper en considérant les chocs sur la production ;

- dans la période récente, un choc positif sur le taux d'intérêt provoquerait une baisse du chômage. Ce résultat défiant toute interprétation laisse penser que le taux des fonds fédéraux ne serait pas un bon indicateur des changements intervenus sur la politique monétaire.

- sur les deux sous-périodes considérées, les prix augmentent en cas de montée des taux d'intérêt. Dale et Haldane (1993) constatent aussi pour l'Angleterre qu'un choc sur le taux d'intérêt fait d'abord monter les prix pendant un an environ. Cet effet se retrouve aussi dans certains modèles macro-économiques (notamment dans le modèle MIMOSA CEPII-OFCE pour certains pays lorsque les taux de change sont fixes et dans le modèle de la Banque d'Angleterre). La montée des charges de taux d'intérêt se répercute rapidement sur l'indice des prix ou dans les prix des entreprises, avant que des effets Phillips puissent se manifester.

Dale et Haldane (1993) font le même type de modèle pour le Royaume-Uni. Par rapport aux études précédentes, l'intérêt de leur travail est d'abord d'éviter le problème de l'exogénéité de la politique monétaire, en choisissant comme signal de l'impulsion monétaire le taux de l'escompte, qui n'est pas un taux de marché mais est directement manipulé par la banque centrale. Ensuite, la transposition du problème des Etats-Unis vers tout autre pays demande de considérer l'importance du taux de change dans la transmission monétaire. Enfin, ils décomposent deux effets : l'effet sur les ménages et l'effet sur les entreprises qui apparaissent assez différents. Cette décomposition leur permet d'éviter une trop forte colinéarité entre monnaie et crédit.

Sims (1992) effectue une analyse multivariée, au moyen d'un modèle VAR (regroupant taux d'intérêt, masse monétaire, prix, production industrielle, taux de change et prix des matières premières) pour cinq grands pays de l'OCDE (Etats-Unis, Japon, Allemagne, France et Royaume-Uni). En calculant la réponse de ces variables aux innovations, il montre que les chocs de taux d'intérêt et les chocs sur la monnaie ont bien une influence sur l'activité, ce qui tendrait à confirmer le modèle ISLM par rapport aux théories du cycle réel. Mais si une hausse non anticipée de la masse monétaire a bien l'effet positif attendu sur les prix dans les cinq pays, Sims retrouve le fait qu'un choc positif sur le taux d'intérêt provoque dans un premier temps une montée des prix ; cette montée des prix est persistante dans le cas du Japon. Un autre résultat important de son étude est de montrer que les variations non anticipées de la production proviennent de manière diffuse de chocs sur l'ensemble des variables observées dans le modèle. Ceci invalide les modèles de cycles réels, où les perturbations sur l'output sont attribuées à un seul type de choc stochastique (généralement des chocs technologiques sur la productivité).

Malheureusement l'absence d'intervalles de confiance dans ces estimations rend l'interprétation des résultats peu fiable, notamment lorsque l'horizon augmente

Pour Romer et Romer (1993), il n'y a pas de "credit channel" spontanée. Si la banque centrale veut restreindre le crédit, seules des actions directes peuvent être efficaces. Ces auteurs identifient pour les Etats-Unis quatre dates dans l'après-guerre où il y a eu des actions quantitatives directes sur le crédit (1966:3, 1969:3, 1973:2, 1979:4). Ces périodes correspondent à une augmentation du spread entre taux de base bancaire et taux des papiers commerciaux et de la variable MIX. Ils introduisent ensuite dans les régressions de Kashyap, Stein, Wilcox (1992), en plus des variables muettes indiquant une restriction monétaire aux dates de Romer et Romer (1989), d'autres variables muettes à l'occasion de ces quatre actions sur le crédit. L'effet de la variable de politique monétaire diminue alors notablement. Pour eux, la politique monétaire sans action directe ne fait pas baisser le crédit mais fonctionne efficacement à travers la "money channel".

1.2.4. Les tests sur le canal du crédit sur données plus détaillées

Les tests sur données macro-économiques ne permettent pas de départager vraiment entre les deux hypothèses qui attribuent une baisse du crédit soit à un effet de rationnement de l'offre des banques soit à un effet de diminution de la demande due à la récession. Pour éviter cet obstacle, plusieurs auteurs ont testé le canal par le crédit sur données plus désagrégées. L'idée commune à ces différents travaux est la suivante : une baisse du crédit provenant de la demande devrait se traduire par une baisse parallèle de toutes les sources de financement externe, alors qu'une baisse de l'offre de crédit devrait s'accompagner d'une augmentation des financements alternatifs demandés en substitution. Deux types de données peuvent être utilisées à cette fin :

- des données par type d'instruments financiers, il s'agit de comparer l'évolution des crédits bancaires à celle des autres sources de financement, comme les papiers commerciaux. A l'intérieur même du crédit bancaire, il est aussi intéressant de décomposer les crédits effectués sous engagements de crédits et les autres.

- des données par taille d'entreprises, car les comportements des grandes entreprises et des PME paraissent très différents.

Kashyap, Stein et Wilcox (1993) apportent des résultats empiriques en faveur de la "credit channel". Ils analysent le comportement de la variable $MIX = \text{crédit bancaire} / (\text{crédit bancaire} + \text{papier commercial})$. Ils montrent que cette variable MIX baisse en cas de restriction monétaire, c'est-à-dire que les crédits bancaires baissent plus que les émissions de papier commercial. Dans ce cas, il n'y a pas neutralité du

financement externe des entreprises. MIX est aussi significative dans l'équation d'investissement des entreprises montrant ainsi que l'accès au crédit peut contraindre l'investissement. L'intensité de la politique monétaire est représentée par des variables muettes aux dates où il y a eu resserrement ; ces dates proviennent de l'étude de Romer et Romer (1989).

Gertler et Gilchrist (1991) montrent que le comportement des entreprises en matière de financement est différencié selon leur taille. Ils montrent que les ventes des petites entreprises déclinent davantage pendant une récession. Pendant ces périodes, les grandes entreprises, dont les ventes sont stables, augmentent leur recours à l'emprunt bancaire et émettent davantage de papiers commerciaux. En revanche, les petites et moyennes voient leur crédit bancaire baisser, et leurs ventes aussi, alors qu'elles n'ont pas accès au marché des papiers commerciaux. Trois raisons peuvent expliquer cette baisse des crédits aux PME : le coût fixe de contrôle en cas de défaut de paiement, la faible valeur de leur collatéral et le risque plus important qu'elles représentent du fait de leur activité peu diversifiée.

Ces résultats permettent d'interpréter la hausse du MIX de Kashyap, Stein et Wilcox avant les récessions comme résultant d'un effet de taille des entreprises.

Oliner et Rudebusch (1993) complètent cette analyse. Ils reprennent la problématique de Kashyap, Stein et Wilcox (1993), en élargissant les possibilités de substitutions au crédit bancaire. Ils calculent pour cela différentes variables MIX, représentatives de la composition du financement externe des entreprises :

$$\begin{aligned} \text{MIX}_{\text{KSW}} &= \text{crédit bancaire} / \text{crédit bancaire} + \text{papier commercial} \\ \text{MIX}_0 &= \text{crédit bancaire} / \text{crédit bancaire} + \text{papier commercial} + \text{autres} \\ &\quad \text{dettes} \\ \text{MIXT} &= \text{dette totale} / \text{dette totale} + \text{dette commerciale} \end{aligned}$$

Ils retrouvent bien les résultats de Kashyap, Stein et Wilcox(1993) sur les données globales : les différentes variables de MIX diminuent de manière significative au moment des restrictions monétaires. Par contre, lorsqu'ils séparent l'échantillon entre grandes entreprises d'une part et petites et moyennes d'autre part, l'influence des restrictions monétaires n'est plus significative sur le MIX. Pour comprendre ce paradoxe, ils décomposent la variation obtenue sur le MIX global de la manière suivante :

$$\begin{aligned} \Delta \text{MIX}_{\text{totale}} &= \Delta \left[\frac{\text{Dette}_{\text{PME}}}{\text{Dette}_{\text{totale}}} \cdot \text{MIX}_{\text{PME}} + \frac{\text{Dette}_{\text{GE}}}{\text{Dette}_{\text{totale}}} \cdot \text{MIX}_{\text{GE}} \right] \\ &= \left\{ \frac{\text{Dette}_{\text{PME}}}{\text{Dette}_{\text{totale}}} \cdot \Delta \text{MIX}_{\text{PME}} + \frac{\text{Dette}_{\text{GE}}}{\text{Dette}_{\text{totale}}} \cdot \Delta \text{MIX}_{\text{GE}} \right\} + \\ &\quad \left\{ \left[\frac{\text{Dette}_{\text{PME}}}{\text{Dette}_{\text{totale}}} \cdot \frac{\text{Dette}_{\text{GE}}}{\text{Dette}_{\text{totale}}} \right] \left[\text{MIX}_{\text{PME}} - \text{MIX}_{\text{GE}} \right] \left[\frac{\Delta \text{Dette}_{\text{PME}}}{\text{Dette}_{\text{PME}}} - \frac{\Delta \text{Dette}_{\text{GE}}}{\text{Dette}_{\text{GE}}} \right] \right\} \end{aligned}$$

← (1) variations des MIX (partie constante) →

← (2) variation de la taille relative des dettes (partie variable) →

On peut donc décomposer la variation du MIX dans l'échantillon total en une partie (1) dépendant effectivement des variations des MIX des deux catégories d'entreprises et une autre partie (2) liée à la variation de la taille relative des dettes entre les différentes entreprises. En recommençant les tests indépendamment sur ces deux parties, Oliner et Rudebusch (1993) montrent que la politique monétaire n'a pas d'incidence sur la partie (1), mais seulement sur la partie (2). En d'autres termes, les

politiques monétaires ne changent pas la composition de la dette des entreprises, au détriment du crédit bancaire, comme le pensaient Kashyap, Stein et Wilcox (1993). Leur résultat était dû au fait que les PME contractent leurs dettes totales davantage que les grandes entreprises en cas de resserrement monétaire; or ces PME dépendent davantage du crédit bancaire que les grandes entreprises. L'utilisation de données par taille d'entreprises a permis de mieux comprendre le phénomène.

Morgan (1992) essaie d'expliquer l'inertie du crédit par l'existence des engagements de crédits (credit commitments). Ces engagements assurent que la banque prêtera un certain montant de crédit pendant un certain temps ; il peuvent prendre la forme de lignes de crédit ou d'accords de crédits réversibles. En échange de cet engagement, l'entreprise paie des frais sur la portion non utilisée. Là encore le clivage grandes entreprises ou PME est important. 60% des grandes entreprises bénéficient de tels arrangements, contre 27% seulement des PME. Les résultats de cette étude expliquent l'inertie des crédits mise en évidence par Bernanke et Blinder (1992). Par des fonctions de réponse à une impulsion, Morgan (1992) montre que, à la suite d'une contraction monétaire, les crédits non soumis à engagements (CNSE) diminuent immédiatement alors que les crédits soumis à engagement ne baissent qu'avec retard sur un cheminement parallèle à celui de l'activité réelle.

2. Tests de causalité et de neutralité entre variables financières et variables réelles dans cinq pays de l'OCDE

Nous avons mené une série de tests de causalité au sens de Granger entre variables monétaires et variables réelles pour déterminer quelles sont les variables dont l'effet est significatif sur l'activité. Il s'agissait de tester sur longue période les liaisons entre :

- d'une part des séries financières : agrégats monétaires, crédit au secteur privé, taux d'intérêt, spreads de taux d'intérêt

- et d'autre part des variables réelles : PIB ou PNB réel, production industrielle, emploi, et investissement.

Ces tests nous permettront d'identifier les variables financières qui contiennent le plus d'information sur l'activité future.

Les régressions ont été effectuées en expliquant une variable réelle Y par ses valeurs retardées, les valeurs retardées des prix p et d'une variable financière x . Cette variable financière est remplacée successivement par différentes séries : un agrégat monétaire, de M_0 (base monétaire) à M_2 , le crédit, un taux d'intérêt, ou un spread entre deux taux d'intérêt

$$(1) y_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \beta(L)x_{t-1} + \phi(L)p_{t-1} + \gamma(L)y_{t-1} + \varepsilon_t$$

Le test de causalité est un test de Fisher, testant la significativité de l'ensemble des coefficients sur les retards de la variable x .

2.1. Préalables méthodologiques

Dans de nombreux travaux récents utilisant des tests de causalité au sens de Granger, les auteurs ont trouvé que leurs résultats dépendaient des techniques utilisées pour "détrender" les séries pouvant contenir des racines unitaires, comme le montrent par exemple Eichenbaun et Singleton (1986).

Sims, Stock et Watson (1991) montrent que la distribution asymptotique gaussienne, utilisée habituellement, peut être utilisée pour interpréter les tests de Fisher dans deux cas :

(i) si les restrictions portent sur des variables stationnaires centrées, ou sur des variables stationnaires autour d'une tendance polynomiale en ajoutant une tendance dans les régressions.

(ii) s'il y a des relations de cointégration entre les variables.

Ainsi, dans les cas où les variables ne sont pas cointégrées, les tests de causalité calculés sur des séries en niveau ont des distributions non-standards.

2.1.1. Le traitement préalable des séries

Nous avons donc recherché si les séries avaient une racine unitaire. Nous avons effectué des tests de Dickey-Füller et Dickey Fuller augmentés sur l'ensemble des séries utilisées, en employant la procédure de Dolado-Jemsikon-Sosvilla et Rivero. Les résultats de ce test montrent que toutes les séries sont I(1) sauf les prix qui sont I(2), et certains taux d'intérêt qui sont à la limite entre I(0) et I(1). Les tests de Phillips-Perron montrent que les taux d'intérêt sont I(1) aux Etats-Unis et en France. Au Japon, au Royaume-Uni et en Allemagne, la plupart des taux d'intérêt sont I(1). Certains taux

qui étaient à la limite entre I(0) et I(1), selon le seuil de confiance retenu à 90 ou 95%, ont été considérés I(1).

Nous avons effectué un autre ensemble de tests pour vérifier si certaines séries étaient intégrées d'ordre 2, (c'est-à-dire l'existence d'une racine unitaire sur les différences premières des séries), en utilisant la procédure de Dickey et Pantula (1987). Les résultats montrent que les séries de prix dans les 5 pays peuvent être considérées comme intégrées d'ordre 2⁶.

2.1.2. Les régressions

Comme l'indique l'équation (1), nos régressions retiennent trois séries : une variable réelle, qui est I(1), une variable monétaire ou de taux d'intérêt, I(1) également, et une série de prix, qui est intégrée d'ordre 2. Nous avons testé les relations de cointégration entre tous les triplets de variables I(1), incluant une variable réelle, l'inflation et une variable monétaire ou un taux d'intérêt. Aucune relation de cointégration n'apparaît sur ces triplets avec des tests de Engle-Granger. Les régressions doivent donc être effectuées sur des variables stationnaires. Les séries réelles, monétaires et de taux d'intérêt seront donc utilisées en différence première et les prix en différence seconde.

L'équation (1) est donc remplacée par (2) dans nos régressions :

$$(2) \Delta y_t = \alpha_1 + \beta(L)\Delta x_{t-1} + \gamma(L)\Delta y_{t-1} + \Phi(L)\Delta^2 p_{t-1} + \varepsilon_t$$

sauf lorsque la variable financière x testée est un spread, qui intervient alors en niveau. Des dummies saisonnières ont été utilisées dans toutes les régressions.

Les taux d'intérêt retenus peuvent être différents d'un pays à l'autre selon la nature des marchés. Ils apparaissent sur les lignes des tableaux 1. La période utilisée va de 1962-I à 1990-IV, en données trimestrielles.

Les retards ont été fixés de manière exogène à 4. Nous nous sommes assurés de la validité de nos résultats en modifiant le nombre de retards.

Les tests présentés dans les tableaux 1 sont des statistiques de Fisher testant l'incidence du retrait d'une variable avec tous ces retards sur l'équation (1) sans restriction. Le signe de la somme des coefficients retardés sur cette variable figure aussi dans les tableaux 1⁷.

2.1.3. La neutralité de la monnaie

Ces régressions nous permettent aussi de tester la neutralité de la monnaie. Δx est dit "neutre" si la somme des coefficients sur ces valeurs retardées égale 0 dans la régression, c'est-à-dire si $\beta(1)=0$.

L'équation (2) peut alors être exprimée sous la forme équivalente (3) en utilisant la décomposition de Wold :

$$(3) \Delta y_t = \alpha_1 + \beta(1)\Delta x_{t-1} + \beta^*(L)\Delta^2 x_{t-1} + \gamma(L)\Delta y_{t-1} + \Phi(L)\Delta^2 p_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$\text{où } \beta(1) = \sum_{i=1}^p \beta_i, \beta(L) = \beta(1) + \beta^*(L)(1-L) \text{ et } \beta^*_j = \sum_{i=j+1}^p \beta_i$$

⁶ Les résultats de ces tests sont disponibles sur demande auprès des auteurs.

⁷ Le signe de cette somme des coefficients figure dans les tableaux, bien que cette somme ne soit pas significativement différente de zéro dans tous les cas.

Ainsi un test de Student sur le coefficient de Δx_{t-1} fournit un test simple pour $\beta(1) = 0$

Les tests de causalité seront menés aussi sous la forme (3). Il est en effet équivalent de tester que les valeurs retardées de Δx_{t-1} ne sont significatives sur Δy_t dans l'équation (2) ou de faire le test de Fisher global sur Δx_{t-1} et $\beta^*(L)\Delta^2 x_{t-1}$ dans l'équation (3). Les résultats figurent dans le tableau 2.

2.2. Les résultats des tests

Pour les Etats-Unis, on retrouve une forte significativité des variables financières sur l'activité réelle. C'est le cas pour l'ensemble des taux d'intérêt, des spreads et la masse monétaire M2. Par contre la base monétaire, la masse monétaire M1 et le crédit bancaire n'ont pas d'incidence significative (tableau 1.A).

Pour le crédit ce résultat s'explique par le fait, déjà mentionné plus haut, que variations du crédit et variations de l'activité interviennent généralement de manière concomitante après un resserrement monétaire. Or les tests utilisés ici cherchent à déterminer des relations d'antériorité (les variables explicatives interviennent de manière retardée et non simultanée).

Contrairement aux résultats de Bernanke-Blinder, la masse monétaire M2 est significative à 99% sur les 4 variables réelles retenues. Ces différences peuvent tenir à plusieurs points :

- ces auteurs travaillant sur données mensuelles n'utilisent pas les mêmes indicateurs de l'activité réelle ;
- leur période est légèrement décalée: 1959-1989 ;
- leurs séries ne sont pas stationnaires, puisqu'ils estiment directement avec les séries en logarithme.

Les taux d'intérêt exercent des effets réels importants. Les taux qui apparaissent les plus significatifs dans nos estimations sont le taux des papiers commerciaux et le taux des bons du trésor, puisqu'ils expliquent très significativement les quatre variables réelles. Le taux des fonds fédéraux significatif à 99 % pour le PIB, la production industrielle et l'emploi ne l'est pas pour l'investissement. Il en est de même pour le taux de base bancaire. Le taux des obligations est le moins significatif.

Nos résultats confirment le rôle des spreads aux Etats-Unis. Le spread entre taux sur le papier commercial et taux des bons du Trésor est très significatif, conformément aux résultats de Friedman Kuttner (1989). Il en est de même pour le spread entre taux des fonds fédéraux et taux des bons du Trésor. Leur augmentation indique une baisse prochaine de l'activité. De même les spreads de courbe des taux (le taux des fonds fédéraux, ou celui des bons du Trésor, moins le taux obligataire) apparaissent très significatifs pour trois variables réelles sur quatre. Leur montée, indiquant un relèvement des taux courts par rapport au taux long, signale un fléchissement futur de l'activité.

Au Japon, les variables financières retardées apparaissent significatives sur nos indicateurs d'activité. Toutefois elles sont de moins bons prédicteurs du PIB que dans le cas des Etats-Unis. Les trois agrégats monétaires et l'agrégat de crédit sont significatifs. Parmi les taux et les spreads, seul le taux au jour le jour explique significativement le produit réel. Les taux du crédit et du crédit à long terme sont significatifs vis à vis des trois autres variables réelles, bien qu'ils le soient moins que le taux au jour le jour sur ces mêmes variables. Les spreads faisant intervenir taux du crédit et taux au jour le jour sont quasiment significatifs sur le produit réel, et ils sont très significatifs sur les autres variables réelles.

La meilleure performance du taux au jour le jour est conforme aux études qualitatives sur ce pays, comme celles de Suzuki (1984). Dans toutes les années soixante et soixante-dix, l'ensemble des taux d'intérêt au Japon étaient réglementés, et de plus extrêmement rigides. Un seul taux était flexible : le taux au jour le jour sur le marché monétaire. La rigidité des taux du crédit alors que le taux de refinancement des banques connaissait de larges amplitudes était à la base de la régulation monétaire japonaise. En cas de restriction monétaire, initiée par une baisse des plafonds de réescompte, les city banks, structurellement endettées auprès de la banque centrale, se reportaient sur un marché monétaire étroit, dont le taux pouvait alors monter très fortement. Confrontées à cette montée de leur taux de refinancement, les banques ne pouvaient répercuter cette hausse des taux sur leurs emprunteurs car les taux du crédit, fixés administrativement, étaient rigides. Il s'en suivait un rationnement volontaire du crédit de la part des banques. Ce rationnement s'ajoutait d'ailleurs au dispositif informel d'encadrement administratif.

On comprend donc que les taux d'intérêt autres que celui du marché monétaire au jour le jour apparaissent moins significatifs que ce dernier. Par contre en raison des mécanismes spécifiques de la régulation monétaire japonaise, le spread entre taux d'intérêt au jour le jour et tous les autres taux administrés (taux de base bancaire et surtout taux du crédit, taux du crédit à long terme) sont significatifs et dans le sens attendu par les mécanismes décrits plus haut : lorsque le taux au jour le jour augmente par rapport aux autres taux, l'activité diminue.

A mesure de la libéralisation des marchés, entamée au milieu des années 1970, cette spécificité de la politique monétaire japonaise a peu à peu disparu et l'ensemble des taux évolue maintenant librement. Il conviendrait donc dans ce cas de distinguer deux sous-périodes dans une analyse ultérieure :

En Allemagne, certaines variables financières peuvent aussi être des indicateurs avancés de l'activité. Parmi les agrégats monétaires et de crédit, M1 est le plus significatif, puisqu'il "cause" au sens de Granger les quatre variables réelles. M2 a un impact sur le PNB réel et la production industrielle. Le crédit est significatif sur la production industrielle au seuil de 90 %. Curieusement, la base monétaire semble jouer en sens inverse du sens attendu (ceci est aussi le cas au Japon).

Parmi les taux d'intérêt, celui sur les découverts et celui sur le taux d'escompte ont une causalité sur les quatre variables réelles, alors que le taux au jour le jour "cause" seulement la production industrielle. Le taux obligataire ne montre aucun pouvoir prédictif, ceci est sans doute dû à l'étroitesse du marché monétaire allemand au moins sur le début de la période. Cependant ce résultat est paradoxal avec l'importance du financement à long terme en Allemagne.

Les trois spreads de "courbe des taux" (un taux court moins un taux obligataire) sont significatifs sur l'activité réelle, comme aux Etats-Unis et au Japon. L'aplatissement ou l'inversion de la courbe des taux indiquant des anticipations de récession. Le spread obtenu à partir du taux au jour le jour et du taux des découverts a aussi un impact réel.

Au Royaume Uni et en France, les résultats font apparaître une influence beaucoup plus faible des variables financières⁸. Nos tests montrent en effet peu de liens de causalité. Les causalités obtenues concernent surtout les spreads de taux d'intérêt. Les spreads de "courbe des taux" notamment ont un impact très significatif sur l'investissement et l'emploi pour le Royaume Uni.

⁸ Au Royaume-Uni, bien qu'elle ait été prise en compte par une variable muette dans nos estimations, la rupture sur les séries monétaires en 1987 peut expliquer cette faible performance prédictive de la masse monétaire.

Pour les cinq pays, on retiendra de cette première série de tests que les causalités financières, très fortes aux Etats-Unis, ne sont pas a priori généralisables dans tous les autres pays. Si ces liaisons apparaissent effectivement importantes au Japon et en Allemagne, elles semblent peu pertinentes en France et au Royaume-Uni. Comme la France et le Royaume-Uni se distinguent par la faiblesse des causalités obtenues, nous nous concentrons pour les tests ultérieurs sur les trois autres pays : Etats-Unis, Allemagne et au Japon.

Parmi les variables financières, les agrégats monétaires M2 aux Etats-Unis et au Japon, et M1 en Allemagne exercent une causalité sur les variables réelles retenues. Cette influence persiste à long terme comme le montrent les tests de neutralité, présentés au tableau 2.

Nos tests montrent aussi que le crédit a une influence sur deux variables réelles sur quatre aux Etats-Unis et au Japon, et sur une variable réelle sur quatre en Allemagne. Le fait que nous testons un agrégat de crédit global explique sans doute la faiblesse de la significativité de cette variable. Il est possible que des résultats plus significatifs auraient été obtenus avec une décomposition du crédit plus appropriée : par exemple le crédit aux entreprises devrait être plus significatif pour l'investissement que le crédit à l'ensemble du secteur privé qui est retenu ici.

Les taux d'intérêt, notamment les taux directeurs de la banque centrale, apparaissent aussi significatifs dans ces trois pays. Là aussi un prolongement intéressant serait de tester la significativité simultanée de plusieurs variables financières, taux d'intérêt, spreads et agrégats, sur les variables réelles. On pourrait alors mieux départager les variables contenant la plus grande information sur l'activité future.

Enfin, en ce qui concerne les spreads, cette première série de tests fournit un résultat important : les spreads de taux d'intérêt, mis en avant dans les travaux américains sur les Etats-Unis, sont aussi des prédicteurs de l'activité réelle dans les autres pays. Ce résultat confirme ceux de Artus et Kaabi (1993), concernant le spread entre taux court et taux long.

Certes les structures financières ont beaucoup évolué dans les pays européens et au Japon au cours de la période considérée. Il est donc délicat d'interpréter ces résultats sur longue période. Il conviendrait dans un travail ultérieur de distinguer des sous-périodes plus homogènes, pour deux raisons principales :

- La libéralisation des structures financières a fait passer ces pays d'une politique monétaire de taux administrés, essentiellement régulée par des instruments quantitatifs (encadrement du crédit en France et au Japon, quotas de réescompte en Allemagne et au Japon, variations des taux de réserves obligatoires, etc...) à des politiques basées sur les interventions sur les marchés monétaires, jouant sur la transmission par les taux d'intérêt.

- ces pays sont passés d'une politique monétaire en économie fermée par des contrôles des changes à une politique monétaire en économie ouverte. Le rôle des taux de change depuis la seconde moitié des années 1970 doit être pris en compte.

Dans les tests suivants, nous avons raccourci la période d'estimation de façon à tenir compte de cet effet des taux de change.

Tableau 1
Tests de causalité à la Granger

Tableau 1 A : tests de causalité, Etats-Unis

USA	Pib réel		Prod indus		investissement		emploi n.agri	
	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)
Base	0,68		0,99		0,45		0,75	
M1	0,57		0,24		0,63		0,50	
M2	0,01***	+	0,00***	+	0,00***	+	0,00***	+
crédit	0,05**		0,74		0,41		0,05**	+
txff	0,00***	-	0,01***	-	0,23		0,08*	-
txbb	0,01***	-	0,01***	-	0,64		0,02**	-
txbt	0,01***	-	0,02**	-	0,01***	-	0,00***	-
txcp	0,00***	-	0,00***	-	0,02**	-	0,00***	-
txob	0,19		0,15		0,14		0,02**	-
s txbb - txff	0,18		0,14		0,58		0,15	
s txbt - txff	0,00***	+	0,00***	+	0,07*	+	0,00***	+
s txcp - txbt	0,00***	-	0,00***	-	0,06*		0,00***	-
s txob - txff	0,00***	+	0,00***	+	0,23		0,02**	+
s txob - txbt	0,02**	+	0,13		0,04**		0,05**	+

(1) probabilité de l'hypothèse nulle de non significativité de la variable en ligne de l'équation expliquant la variable en colonne.

(2) signe de la somme des coefficients des retards sur la variable en ligne dans les cas où cette somme est significativement différente de 0.

*** significativité au seuil de 99 %

** significativité au seuil de 95 %

* significativité au seuil de 90 %

txff : taux des fonds fédéraux

txbb : taux de base bancaire

txbt : taux des bons du trésor

txcp : taux des papiers commerciaux

txob : taux des obligations

s txbb - txff spread entre taux de base bancaire et taux des fonds fédéraux

données : source IFS, OCDE

Tableau 1 B : tests de causalité, Japon

JAPON	Pib réel		Prod indus		investissement		emploi n.agri	
	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)
Base	0,43		0,18		0,03**	+	0,01***	
M1	0,03**	+	0,11		0,00***	+	0,11	
M2	0,04**	+	0,00***	+	0,00***	+	0,00***	
crédit	0,68		0,00***		0,02**		0,14	
txjj	0,10*	-	0,01***	-	0,01***		0,01***	
txbb	0,52		0,04**	-	0,12		0,13	
txcr	0,71		0,03**	-	0,09*	-	0,02**	-
txcrlt	0,78		0,08*	-	0,04**	-	0,08*	
s txbb - txjj	0,27		0,24		0,09*	+	0,01***	+
s txcr - txbb	0,37		0,08*	+	0,01***	+	0,24	
s txcr - txjj	0,14		0,04**	+	0,00***	+	0,01***	+
s txcrlt - txjj	0,12		0,03**	+	0,00***	+	0,01***	+
s txcrlt - txbb	0,40		0,06*	+	0,01***	+	0,24	
s txcrlt - txcr	0,30		0,02**		0,03**	+	0,15	

Tableau 1 C : tests de causalité, Allemagne

Allemagne	Pib réel		Prod indus		investissement		emploi n.agri	
	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)
Base	0,64		0,63		0,94		0,01***	
M1	0,01***	+	0,10*	+	0,04**	+	0,08*	+
M2	0,00***	+	0,03**		0,29		0,14	
crédit	0,47		0,10*		0,55		0,16	
txjj	0,27		0,04**		0,23		0,15	
txes	0,03**	-	0,02**	-	0,06*		0,03**	
txdc	0,02**	-	0,01***	-	0,03**		0,00***	-
txob	0,29		0,13		0,32		0,17	
s txdc - txjj	0,02**	+	0,00***		0,12		0,00***	+
s txdc - txes	0,54		0,70		0,60		0,23	
s txjj - txes	0,20		0,10*		0,30		0,23	
s txob - txjj	0,00***	+	0,00***		0,18	+	0,00***	+
s txob - txdc	0,00***	+	0,01***		0,20		0,02**	+
s txob - txes	0,00***	+	0,00***		0,12		0,00***	+

txjj : taux au jour le jour

txbb : taux de base bancaire

txcr : taux du crédit

txcrlt : taux du crédit à long terme

s txbb-txjj spread = txbb - txjj

txes : taux de l'escompte

txdc: taux des découverts

txob : taux des obligations

Tableau 1 D : tests de causalité, France

FRANCE	Pib réel		Prod indus		investissement		emploi n.agri	
	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)
Base	0,20		0,25		0,09*		0,94	
M1	0,33		0,11		0,24		0,84	
M2	0,81		0,53		0,73		0,50	
crédit	0,96		0,55		0,97		0,58	
txjj	0,42		0,38		0,66		0,01***	+
txbb	0,48		0,32		0,15		0,14	
txob	0,60		0,49		0,62		0,78	
txobpr	0,54		0,42		0,64		0,77	
s txbb - txjj	0,29		0,26		0,80		0,00***	
s txob - txjj	0,30		0,18		0,20		0,02**	+
s txob - txbb	0,34		0,48		0,39		0,82	
s txobpr - txob	0,45		0,69		0,82		0,91	

Tableau 1 E : tests de causalité, Royaume-Uni

Royaume Uni	Pib réel		Prod indus		investissement		emploi n.agri	
	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)
Base	0,91		0,47		0,61		0,28	
M1	0,46		0,64		0,10*	+	0,11	
M2	0,77		0,66		0,30		0,37	
crédit	0,50		0,64		0,26		0,21	
txjj	0,54		0,11		0,88		0,55	
txbt	0,84		0,79		0,87		0,04**	
txdc	0,93		0,60		0,50		0,05**	
txob	0,44		0,35		0,45		0,23	
s txdc - txjj	0,20		0,13		0,50		0,53	
s txdc - txbt	0,15		0,10*	-	0,38		0,16	
s txbt - txjj	0,50		0,08*		0,34		0,27	
s txob - txjj	0,33		0,49		0,02**	-	0,29	
s txob - txbt	0,21		0,18		0,01***	+	0,02**	+
s txob - txdc	0,15		0,17		0,01***	+	0,02**	+

txjj : taux au jour le jour
txbb : taux de base bancaire
txob : taux des obligations
txobpr : taux des obligations du secteur privé

txbt : taux des bons du Trésor
txdc: taux des découverts

s txbb-txjj : spread = txbb - txjj

Tableau 2 : tests de neutralité de la monnaie :

	Pib réel	Prod indus	investissement	emploi n.agri
Etats-Unis				
Base	0,90	0,82	0,43	0,52
M1	0,51	0,28	0,60	0,13
M2	0,00***	0,00***	0,00***	0,00***

Japon				
Base	0,91	0,93	0,03	0,41
M1	0,01***	0,05**	0,00***	0,89
M2	0,01***	0,01***	0,00***	0,41

Allemagne				
Base	0,99	0,39	0,74	0,80
M1	0,00***	0,04**	0,01***	0,10*
M2	0,00***	0,01***	0,08*	0,18

France				
Base	0,89	0,93	0,16	0,59
M1	0,43	0,30	0,63	0,75
M2	0,60	0,43	0,83	0,52

R-U				
Base	0,91	0,94	0,53	0,26
M1	0,08*	0,34	0,02**	0,01***
M2	0,36	0,67	0,05**	0,05**

Chaque élément du tableau représente la probabilité de l'hypothèse nulle de non significativité de la somme des coefficients des retards de la variable en ligne dans l'équation de la variable en colonne (tests de Student)

*** significativité au seuil de 99 %
 ** significativité au seuil de 95 %
 * significativité au seuil de 90 %

3. Les effets d'un choc de politique monétaire

Après avoir montré les liens entre variables financières et variables réelles, nous nous concentrons ici sur l'impact de la politique monétaire. Pour cela nous utilisons des modèles VAR comprenant : le taux d'intérêt utilisé par la banque centrale pour la mise en oeuvre de sa politique monétaire, le taux de change, les prix à la consommation, la production industrielle et des variables du bilan des banques, le passif étant représenté par l'agrégat monétaire M2 et l'actif par l'agrégat de crédit au secteur privé. L'estimation est effectuée sur des séries mensuelles de janvier 1975 à septembre 1992. Nous nous limitons à l'Allemagne, aux Etats-Unis et au Japon.

3.1. Préalables méthodologiques

En l'absence de modèle structurel unanimement reconnu, nous utilisons un modèle VAR sans restriction a priori. Notre méthode est analogue à celle de Dale-Haldane (1993) ou Sims (1992). Nous la rappelons ici rapidement :

Soit le modèle structurel suivant :

$$(4) \quad B_0 y_t = B(L) y_t + u_t$$

où y_t est un vecteur de n variables économiques centrées, B_0 une matrice $n \times n$, $B(L)$ une matrice de polynôme de retards, u_t un vecteur de perturbations de covariance Σ_u .

Supposons que (4) soit le vrai modèle de l'économie, une estimation directe de (4) est impossible car elle poserait des problèmes d'identification des paramètres. Fixer des restrictions a priori sur les paramètres permettrait de résoudre ces problèmes d'identifications, à condition de se référer à une théorie économique précise sans la remettre en cause.

Considérons la forme réduite :

$$(5) \quad y_t = B_0^{-1} B(L) y_t + B_0^{-1} u_t$$

Cette forme peut aussi s'écrire sous forme de moyenne mobile :

$$(6) \quad y_t = C(L) \varepsilon_t, \text{ où } C(L) = (I - B_0^{-1} B(L))^{-1} \text{ et } \varepsilon_t = B_0^{-1} u_t$$

En l'absence de modèle structurel, nous retiendrons ici les deux hypothèses pour identifier les paramètres, préconisées par Sims (1980) :

- les chocs structurels u_t sont orthogonaux
- la matrice des multiplicateurs instantanés B_0 est triangulaire inférieure.

Cette dernière hypothèse, cruciale pour l'identification, signifie que les variables instantanées forment un système récuratif. Ceci rend l'estimation sensible à l'ordre des variables.

3.1.1. Ordre des variables

Nous adoptons ici l'ordre suivant :

- taux d'intérêt
- taux de change
- masse monétaire
- crédit
- prix

- variable réelle (production industrielle)

Ceci suppose que la politique monétaire (choix du taux d'intérêt) soit exogène par rapport aux autres variables simultanées. La justification vient du fait que les autorités monétaires fixent leur taux d'intérêt indépendamment des valeurs simultanées des autres variables économiques. Bien que les autorités monétaires réagissent aux variables de l'économie pour fixer leur taux d'intérêt, comme elles n'ont pas connaissance des variables simultanées au moment de leur choix, elles se réfèrent généralement aux valeurs retardées déjà publiées. En périodicité mensuelle, l'antériorité de la politique monétaire peut être ainsi justifiée (sauf pour le taux de change où une simultanéité peut intervenir dans cette périodicité).

L'ordre adopté pour les autres variables est plus contestable, notamment entre prix et variable réelle. Mais pour les "impulse response function" au taux d'intérêt que nous analysons ici, c'est surtout l'hypothèse d'antériorité du choc de politique monétaire qui est importante.

Les résultats suggèrent qu'il y a peu d'interactions simultanées et donc que l'ordre des variables n'est pas décisif car les corrélations croisées (en dehors de la diagonale) instantanées entre les résidus des équations sont faibles, pour la plupart des variables (voir annexe). Il y a cependant quelques exceptions notables : crédit et masse monétaire apparaissent très corrélés au Japon et en Allemagne, et dans une moindre mesure entre taux de change et taux d'intérêt aux Etats-Unis et prix et activité dans les trois pays.

Dans le cas des fortes corrélations entre monnaie et crédit, nous avons comparé nos résultats à ceux obtenus en inversant l'ordre de ces deux variables. Ils sont très similaires. De même les résultats sont similaires en inversant l'ordre entre les prix et l'activité économique.

3.1.2. Cointégration, choix des retards et fonctions de réponse

Les tests de Phillips-Perron sur les séries mensuelles sur la période 1975-1992 montrent que toutes les séries sont I(1). Les tests de cointégration de Johansen montrent que les séries sont cointégrées au seuil de confiance de 99% pour les 3 pays. Formuler le VAR sur les variables en niveau est donc préférable pour tenir compte des relations de long terme entre les variables.

Nous avons donc choisi de manière exogène un retard de 12, correspondant à une année⁹ Avec 14 retards, comme dans Sims (1992) et Dale-Haldane (1993), les résultats obtenus sont similaires.

Les fonctions de réponse calculées dans ce qui suit indiquent la réponse des différentes variables économiques à des chocs unitaires. Elles sont représentées sur les graphiques 1 à 3. L'horizon retenu est relativement court, de 36 mois, contrairement à Sims (1992) qui retient 48 mois, car à mesure que les délais s'allongent les intervalles de confiance pour ces impulse response functions s'élargissent et la fiabilité des résultats diminue. L'intervalle de confiance retenu ici est de 1 écart type.

3.2. Les taux d'intérêt utilisés

Les taux d'intérêt ont été choisis de sorte à pouvoir être assimilés à des chocs exogènes sur la politique monétaire : taux d'intérêt directeurs maniés par la banque

⁹Les deux critères utilisés (Akaike Information Criteria (AIC), Schwartz Bayesian Information Criteria (SBIC)...) pour le choix des retards nous indiquaient des nombres de retards très différents d'un pays à l'autre, c'est pourquoi nous avons préféré choisir de manière exogène.

centrale. Les tests de causalité de la partie 2 nous ont de plus confirmé le fait que ces taux avaient une influence significative sur l'activité réelle.

Aux Etats-Unis, les travaux de Bernanke et Blinder (1992) ont montré que le taux des fonds fédéraux, bien qu'étant un taux de marché, pouvait être considéré comme exogène.

Au Japon, le taux au jour le jour bien qu'étant un taux de marché semble révélateur des inflexions de la politique monétaire sur toute la période, comme cela a été souligné précédemment.

En Allemagne, le choix d'un taux fixé par la banque centrale, le taux de l'escompte, permet a priori de garantir l'exogénéité faible, en dehors d'une fonction de réaction prenant en compte les valeurs décalées des objectifs intermédiaires.

3.3. Les réponses de l'économie à un choc de politique monétaire

On étudie ici les effets d'un choc unitaire sur le taux d'intérêt, assimilé à un choc de politique monétaire. Ces effets sont représentés sur la première ligne des tableaux de graphiques, graphiques 1 à 3. Avant d'interpréter nos résultats, il convient de garder à l'esprit que ce choc initial positif sur le taux d'intérêt tend à se résorber à mesure que l'économie y répond et que les autorités monétaires en tiennent compte ensuite dans leur fonction de réaction

Aux Etats-Unis (1ère ligne du graphique 1), la hausse du taux d'intérêt fait d'abord baisser la masse monétaire M2, qui atteint sa baisse maximale au bout de 4 mois. Le crédit est aussi réduit, mais plus lentement - la baisse maximale est atteinte au bout de 7 mois - et plus faiblement, si bien que la baisse n'est pas significative. La production industrielle baisse après un délai de 5 mois. Le comportement des prix fait apparaître l'effet signalé plus haut dans la littérature sur le sujet (paragraphe 1.2.3) : la hausse des taux d'intérêt augmente les prix pendant les 4 premiers mois, et ils restent ensuite à un niveau durablement supérieur sur l'horizon considéré, bien que l'effet ne soit plus significativement différent de 0 au bout de XXX mois. L'effet le plus important du choc de taux d'intérêt concerne le taux de change. La hausse des taux d'intérêt produit aussi une appréciation du change, cette appréciation est provisoire. Maximale deux mois après le relèvement des taux d'intérêt, elle dure XX mois, puis elle est suivie d'une dépréciation.

Au Japon (1ère ligne du graphique 2), aussi le choc sur le taux d'intérêt génère une appréciation immédiate du taux de change, l'appréciation se poursuit pendant XX mois puis s'inverse. L'activité réelle diminue, avec un effet maximal 6 mois après, puis remonte au bout d'un an. Ceci est sans doute dû à la forme du choc sur le taux d'intérêt. En effet la baisse de l'activité et l'appréciation du taux de change consécutive à la hausse initiale du taux d'intérêt conduisent la banque centrale au bout d'un an environ à abaisser son taux d'intérêt en dessous de son niveau initial (graphique de la 1ère ligne, 1ère colonne). Le choc positif sur le taux d'intérêt devient donc provisoirement négatif ensuite.

Les autres effets vont dans le sens contraire du sens attendu. On retrouve une montée des prix comme aux Etats-Unis. Mais la masse monétaire et le crédit vont aussi en sens contraire. Pour la masse monétaire, cet effet est sans doute dû au choix de l'agrégat M2, qui est formé en partie de dépôts rémunérés au taux du marché monétaire ayant donc tendance à augmenter avec ce taux. Nos essais ultérieurs montrent en effet que l'agrégat M1 baisse en cas de choc sur le taux au jour le jour. La hausse des crédits est plus difficile à interpréter.

En Allemagne (1ère ligne du graphique 3), l'effet du choc de taux d'intérêt produit d'abord une baisse attendue de la masse monétaire, maximale 5 mois après. La réponse du crédit est non significative. De même l'appréciation du taux de change pendant trois mois, suivie d'une dépréciation, est peu significative. La production industrielle baisse après un délai de 7 mois par rapport à son niveau initial. On observe le même effet de montée des prix que dans les autres pays. De plus ici l'effet de montée des prix est significatif et durable sur l'horizon de 3 ans considéré.

Pour les trois pays, ces simulations font apparaître le même résultat sur les prix. On observe en effet une augmentation persistante des prix suite à un durcissement de la politique monétaire. Comme cela a été dit plus haut, Dale et Haldane (1993) observent également ce phénomène au Royaume Uni : leur niveau de prix ne commence à baisser que trois ans et demi après le choc monétaire. Sims (1992) le retrouve pour l'Allemagne, les Etats-Unis, la France, le Japon et le Royaume Uni de manière plus transitoire, et Balke-Emery sur les 36 mois de l'horizon qu'ils considèrent. Dans nos simulations, l'effet est persistant sur l'horizon de 3 ans que nous nous sommes fixé.

Cet effet positif sur les prix, apparemment paradoxal, peut s'expliquer par un comportement de mark-up des entreprises répercutant leurs charges d'intérêt dans leurs prix. Une deuxième raison pourrait tenir à un effet statistique direct des charges financières des ménages dans l'indice des prix à la consommation utilisé, alimentant ensuite une boucle prix - salaires. Ces effets se feraient sentir plus rapidement que l'effet Philips transitant par le ralentissement de la demande.

Ce résultat, s'il était confirmé avec certitude, jette des doutes sur l'efficacité des chocs de politique monétaire à faire baisser les prix. La désinflation obtenue par une politique monétaire restrictive exige des délais très longs de mise en oeuvre. Pour enclencher la désinflation, il faut attendre l'effet de la récession sur les prix ; l'effet de l'appréciation du taux de change ne semble pas non plus suffisant à court terme pour faire baisser les prix.

3.4. Les fonctions de réaction

Si nous avons supposé que la politique monétaire était exogène par rapport aux variables instantanées, il n'en est pas de même par rapport aux valeurs retardées de l'économie. Les autorités monétaires manient leur taux d'intérêt pour stabiliser l'économie et modifient donc le niveau des taux pour répondre aux chocs sur le taux de change, la masse monétaire, crédit, les prix et la production. Ce comportement est décrit par des fonctions de réaction. Ici les fonctions de réaction apparaissent sur la première colonne des graphiques 1 à 3, qui indiquent la réponse du taux d'intérêt aux chocs survenus sur les différentes variables.

Aux Etats-Unis, les autorités monétaires manient le taux d'intérêt sur les fonds fédéraux dans le sens attendu par leurs objectifs annoncés. Elles suivent une politique contra-cyclique qui les conduit à élever leur taux d'intérêt en cas de choc accroissant l'activité réelle. La banque centrale relève aussi le taux d'intérêt pour limiter la croissance du crédit au secteur privé et celle de la masse monétaire M2. Elle resserre aussi sa politique en cas de montée des prix et de dépréciation du taux de change. C'est la hausse de l'activité réelle et du crédit qui fait réagir le plus rapidement la banque centrale américaine. La réponse à l'augmentation de la masse monétaire et des prix est de même ampleur mais intervient avec un délai plus grand.

Ainsi pour suivre son objectif d'inflation, la banque centrale américaine réagit d'abord aux variations de l'activité réelle, en anticipant que les chocs positifs sur l'activité vont se transformer ensuite en pressions inflationnistes, à travers une relation de Phillips. Elle remonte ses taux d'intérêt en cas de choc sur l'activité, sans attendre la

hausse des prix. La réponse à la hausse du crédit bancaire semble être plus rapide que celle à la masse monétaire.

Enfin le résultat le plus intéressant, par rapport aux études américaines est l'importance du taux de change effectif dans la fixation du taux d'intérêt américain. Le taux d'intérêt américain servirait donc non seulement aux objectifs internes mais aussi à contenir les mouvements de change. Les études américaines ne prennent pas en compte le taux de change, ni Balke et Emery (1993) ni Friedman et Kuttner (1992) ou Bernanke et Blinder (1992). Dans son étude transversale de 1992, Sims obtenait un résultat analogue.

Au Japon, l'objectif de taux de change apparaît aussi très important. En effet le taux d'intérêt est abaissé fortement lorsque le taux de change nominal du yen s'apprécie. Contenir l'appréciation du yen semble être l'objectif principal de la politique monétaire japonaise au vu de ces résultats. Le maximum de la réaction du taux d'intérêt au taux de change est atteint au bout de 6 mois, le taux d'intérêt revient ensuite à son niveau initial. Parmi les objectifs internes, les prix n'apparaissent pas directement comme un objectif essentiel de la politique monétaire. Le taux d'intérêt est très peu relevé en cas de montée des prix ; au bout de 7 mois la relation est même inversée par rapport à l'effet attendu. Comme aux Etats-Unis, la banque centrale semble plus sensible aux chocs sur l'activité réelle, qui pourront ensuite se transformer en hausse des prix. La réaction à l'objectif intermédiaire de masse monétaire (M2+CD dans la réalité et M2 dans nos simulations) est importante, mais elle n'est pas immédiate : le taux d'intérêt commence à se relever seulement au bout de 10 mois, l'effet est alors durable. Il n'y a pas de réaction directe au choc sur le crédit bancaire.

En Allemagne, on retrouve l'importance du taux de change effectif dans la conduite de la politique monétaire. Ici nous avons retenu un indice de taux de change effectif, ce qui ne permet pas de départager entre l'objectif de maintien de la parité mark dollar et le maintien des parités au sein du SME¹⁰. Parmi les variables internes, les prix n'ont que peu d'effet direct. Ceci est paradoxal par rapport aux déclarations affichées par la Bundesbank, qui confirment régulièrement l'importance de cet objectif dans la conduite de la politique monétaire allemande. Une explication peut résider dans le fait là aussi que l'objectif de stabilité des prix peut être obtenu non seulement en réagissant aux chocs directs sur les prix mais aussi en se fixant des objectifs de taux de change et stabilisation de la croissance. En effet la désinflation peut aussi être obtenue en luttant contre la dépréciation du change et la surchauffe de l'économie. Taux de change et croissance de la production industrielle peuvent alors fournir une indication sur les tensions inflationnistes futures. L'objectif de masse monétaire n'apparaît pas être un élément décisif puisqu'il joue en sens inverse pendant un an. Par contre la hausse du crédit interne entraîne une hausse des taux d'intérêt.

¹⁰ La plupart des études sur la question optent plutôt pour le taux de change mark dollar, l'Allemagne, leader du SME, laissant aux autres pays le soin d'ajuster leurs parités au mark, sauf en cas de crises graves.

Conclusion

Cette série de tests fait ressortir quelques points importants :

- les spreads entre taux d'intérêt, et notamment entre taux courts et taux longs, constituent des indicateurs avancés de l'activité réelle dans les 5 pays considérés;

- les agrégats monétaires et les taux d'intérêt "causent" au sens de Granger l'activité réelle aux Etats-Unis, au Japon et en Allemagne mais ne sont pas significatifs en France et au Royaume-Uni ;

- le taux de change apparaît comme un élément de transmission crucial de la politique monétaire même aux Etats-Unis. De plus les fonctions de réaction indiquent qu'il constitue un objectif central pour les trois pays y compris pour les Etats-Unis.

- un relèvement du taux d'intérêt provoque dans un premier temps une montée des prix, mais cette hausse des prix persiste pendant l'horizon de 2 ans retenu dans nos simulations pour les 3 pays retenus cette analyse (Etats-Unis, Japon et Allemagne). La désinflation, qui est obtenue par le jeu de la courbe de Phillips et de l'appréciation du change, requiert donc des délais très longs. Les effets transitant soit par la courbe de Phillips, soit par le taux de change demandent un certain délai pour se manifester, et ils seraient compensés à court terme par des effets plus rapides de répercussions des charges financières des entreprises. Ceci pose la question de la pertinence des chocs de politique monétaire à contrôler l'inflation.

- le crédit ne semble pas réagir à une élévation du taux directeur. Mais les innovations sur le crédit et la masse monétaire étant très corrélées, il nous est difficile de conclure. Nos tests n'apportent pas de résultats clairs sur la question du canal par le crédit bancaire. Un travail ultérieur sur des données plus fines sur le crédit bancaire serait nécessaire pour mieux comprendre les enchaînements en cause.

Bibliographie

- Patrick Artus et Moncef Kaabi (1993): "Structure par terme des taux d'intérêt et reprise économique", Caisse des Dépôts et Consignations, Document de Travail n°1993-22/T, décembre
- N. Balke et K. Emery (1994): "The Federal Funds Rate as an Indicator of Monetary Policy : Evidence from the 1980s", Federal Reserve Bank of Dallas Economic Review, 1994-1
- Fernando Barran (1994): "Credit Market Imperfections, Financial Structure and Economic Activity: An Overview of Empirical Findings", Université Catholique de Louvain, mimeo, janvier.
- Sean Beckett et Charles Morris (1992): "Does Money Matter Anymore ? a Comment on Friedman-Kuttner", Federal Reserve Bank of Kansas City, Research Working Paper 92-07, décembre.
- Allen N. Berger et Gregory F. Udell (1993): "Lines of Credit, Collateral and Relationship Lending in Small Firm Finance", Federal Reserve Board, Finance and Economics Discussion Series 93-9, mars.
- Ben S. Bernanke (1990) : "On the Predictive Power of Interest Rates and Interest Rates Spreads", NBER Working Paper n° 3486.
- Ben S. Bernanke et Alan S. Blinder (1988) : "Credit, Money and Aggregate Demand", American Economic Review, mai.
- Ben S. Bernanke et Alan S. Blinder (1992): "The Federal Funds Rate and the Channels of Monetary Transmission", American Economic Review, septembre.
- Alan S. Blinder (1987) : "Credit rationing and Effective Supply Failures", Economic Journal, n°97, juin.
- Blinder Stiglitz : "Money, Credit Constraints and Economic Activity", American Economic Review mai, 1983, pp. 297-302.
- Spencer Dale et Andrew G. Haldane (1993) : "Interest Rates and the Channels of Monetary Transmission : Some Sectoral Estimates", Bank of England Working Paper Series n°18, septembre.
- D. Dickey et S. Pantula (1987) : "Determining the order of differencing in autoregressive processes", Journal of Business and Economic Statistics 15, 455-461.
- J.J. Dolado, T. Jenkinson et S. Sosvilla-Rivero (1990) : "Cointegration and Unit Roots", Journal of Economic Surveys, vol.4, n°3.
- Eichenbaum et Singleton (1986) : "Do Equilibrium Real Business Cycle Theory Explain Post-War U-S Business Cycle ?", NBER Macroeconomics Annual, pp. 91-134.
- Benjamin M. Friedman et K. N. Kuttner (1991): "Money, Income and Prices in the 1980s", NBER Working Paper n°2852.
- Benjamin M. Friedman et K. N. Kuttner (1991): "Why does the Paper-Bill Spread Predict Real Economic Activity ?", NBER Working Paper N°3879, octobre, pp. 1-35.

- Benjamin. M. Friedman et K. N. Kuttner (1992): "Money, Income, Prices and Interest Rates, American Economic Review, juin , pp 217-35.
- Mark Gertler et Simon Gilchrist (1991): "Monetary Policy and the Behavior of Small Manufacturing Firms", NBER WP n°3892, novembre.
- Mark Gertler et Simon. Gilchrist (1993): "The Role of Credit Market Imperfections in the Monetary Transmission Mechanism : Arguments and Evidence", the Scandinavian Journal of Economics, vol 95 n°1, pp 43-64.
- Mark Gertler et Simon Gilchrist (1993) : "The Role of Credit Market Imperfections in the Monetary Transmission Mechanism: Arguments and Evidence", Federal Reserve Board, Finance and Economics Discussion Series 93-5, février.
- Craig S. Hakkio (1992): "Monetary transmission in Major Foreign Industrial Countries : a Comment", FRBKC, WP, décembre.
- Anil K. Kashyap et Jeremy C. Stein (1993) : "Monetary Policy and Bank Lending", NBER working Paper N° 4317, avril.
- Anil K. Kashyap, Jeremy C. Stein et David W. Wilcox (1992): "Monetary Policy and Credit Conditions : Evidence from the Composition of External Finance" , NBER Working Paper N° 4015, mars.
- Stephen R. King (1986):" Monetary Transmissionn : Trough Bank Loans or Bank Liabilities ?", Journal of Money Credit and Banking 18, pp 290-303.
- Bennett T. Mac Callum (1983) : "A Reconsideration of Sims' Evidence Concerning Monetarism", Economics Letters, 13(2-3), 167-71.
- Fabrizio Mattesini (1993) : "Financial Markets, Asymetric Information and Macroeconomis Equilibrium", Dartmouth Publishing Company.
- Jeffrey A. Miron, Christina D. Romer David N. Weil (1993):"Historical Perspectives on the Monetary Transmission Mechanism", NBER WP n°4326.
- Donald P. Morgan (1992) : "The Lending View of Monetary Policy and Bank Loans Commitments", Federal Reserve Bank of Kansas City Research Working Paper, décembre.
- Stephen D. Oliner et Glenn D. Rudebusch (1993) : "Is there a Bank Credit Channel for Monetary Policy ?" Federal Reserve System, Working Paper, mars.
- Valérie Ramey (1992) : "The Source of Fluctuations in Money : Evidence from Trade Credit", Journal of Monetary Economics, n°30, pp. 171-193.
- Christina D. Romer et David H. Romer (1989) : "Does Monetary Policy Matter ? a new Test in the Spirit of Friedman and Schwartz", NBER WP n°2966, mai.
- Christina D. Romer et David H. Romer (1993) : "Credit Channel or Credit Actions ? An Interpretation of the Postwar Transmission Mechanism", NBER WP n°4485, octobre.
- Christopher A. Sims (1980) : "Macroeconomics and reality", Econometrica vol 48, n° 1, pp 1-48.

- Christopher A. Sims (1980) : "Comparison of Interwar and Postwar Business Cycles : Monetarism reconsidered", American economic review 70, pp 250-57.
- Christopher A. Sims (1992) : "Interpreting the macroeconomic time series facts. The effects of monetary policy", European Economic Review n°36, pp975-1011.
- Christopher A. Sims, Stock et Watson (1991) : "inference in Linear Time Series Models with some Unit Roots", Econometrica n°58,1, janvier, pp.113-144.
- Joseph Stiglitz et Andrew Weiss (1981) : "Credit Rationing in Markets with Imperfect Information", American Economic Review vol 71, N°3, pp. 393-410.
- Joseph Stiglitz (1991) : "Capital Markets and Economic Fluctuations in Capitalist Economies", European Economic Review, pp 289-306.
- James H. Stock et Mark W. Watson : "New indices of Coincident and Leading Economic Indicators" in NBER Macroeconomics Annual, 4, pp. 351-394.
- Suzuki (1984) : "Monetary Policy in Japan : Transmission Mechanism and Effectiveness", Bank of Japan Monetary and Economic Studies, décembre.

Annexe

Matrices de corrélation entre les innovations sur les variables

Etats-Unis	Taux d'intérêt	Taux de change	Masse monétaire	Crédit	Prix	Activité
Taux d'intérêt	1,00					
Taux de change	0,20	1,00				
Masse monétaire	- 0,12	0,05	1,00			
Crédit	0,10	- 0,05	0,14	1,00		
Prix	0,18	- 0,03	- 0,08	0,07	1,00	
Activité	0,29	0,28	0,08	0,11	0,20	1,00

Allemagne	Taux d'intérêt	Taux de change	Masse monétaire	Crédit	Prix	Activité
Taux d'intérêt	1,00					
Taux de change	0,00	1,00				
Masse monétaire	0,06	- 0,09	1,00			
Crédit	0,05	- 0,20	0,89	1,00		
Prix	0,17	- 0,02	- 0,05	- 0,03	1,00	
Activité	0,07	- 0,11	0,01	0,13	0,05	1,00

Japon	Taux d'intérêt	Taux de change	Masse monétaire	Crédit	Prix	Activité
Taux d'intérêt	1,00					
Taux de change	0,02	1,00				
Masse monétaire	0,13	- 0,13	1,00			
Crédit	0,11	- 0,22	0,65	1,00		
Prix	- 0,01	- 0,04	- 0,03	- 0,01	1,00	
Activité	0,03	0,01	- 0,22	- 0,22	0,03	1,00

Liste des documents de travail du CEPII¹¹,

1994

"Les systèmes de paiements dans l'intégration européennes", Michel Aglietta, **document de travail n°94-01**, mai.

"Indépendance de la banque centrale et politique budgétaire", Agnès Bénassy et Jean Pisani-Ferry, **document de travail n°94-02**, juin.

1993

"Crises et cycles financiers : une approche comparative", Michel Aglietta, **document de travail n°93-05**, octobre.

"Regional and World-Wide Dimensions of Globalization", Michel Fouquin, **document de travail n°93-04**, septembre.

"Règle, discrétion et régime de change en Europe", Pierre Villa, **document de travail n° 93-03**, août.

"Crédit et dynamiques économiques", Michel Aglietta, Virginie Coudert, Benoît Mojon, **document de travail n° 93-02**, mai.

"Les implications extérieures de l'UEM", Agnès Bénassy, Alexander Italianer, Jean Pisani-Ferry, **document de travail n° 93-01**, avril.

1992

"Pouvoir d'achat du franc et restructuration industrielle de la France 1960-1991", Gérard Lafay, **document de travail n° 92-04**, décembre.

"Le Franc : de l'instrument de croissance à la recherche de l'ancrage nominal", Michel Aglietta, **document de travail n° 92-03**, décembre.

"Comportement bancaire et risque de système", Michel Aglietta, **document de travail n° 92-02**, mai.

"Dynamiques macroéconomiques des économies du sud : une maquette représentative", Isabelle Bensidoun, Véronique Kessler, **document de travail n° 92-01**, mars.

1991

"Europe de l'Est et URSS : niveaux de production et de consommation en Europe de l'Est et comparaisons avec l'Europe de l'Ouest", Françoise Lemoine, **document de travail n° 91-04**, décembre.

"Europe de l'Est, URSS, Chine : la montée des déséquilibres macroéconomiques dans les années quatre-vingt", Françoise Lemoine, **document de travail n° 91-03**, décembre.

¹¹ Les documents de travail sont diffusés gratuitement sur demande au CEPII au 48 42 64 14 ; une liste des documents de travail 1984-1994 est également disponible à ce numéro.

"Ordre monétaire et banques centrales", Michel Aglietta, **document de travail** n° 91-02, mars.

"Epargne, investissement et système financier en Chine", Françoise Lemoine, **document de travail** n° 91-01, février.