

UNIVERSITÉ DES ANTILLES ET DE LA GUYANE
U.F.R DE DROIT ET DE SCIENCES ÉCONOMIQUES

T H È S E

pour obtenir le grade de

DOCTEUR

Discipline : Sciences Économiques

présentée et soutenue publiquement par

Samuel BATES

Décembre 2006

EFFECTIVITE DES CANAUX DE TRANSMISSION DE LA
POLITIQUE MONETAIRE

Prix de Thèse monétaire et bancaire 2007

de la Fondation Banque de France

pour la recherche en économie monétaire, financière et bancaire

JURY

M. Fred Célimène	Professeur à l'Université des Antilles et de la Guyane	<i>Directeur</i>
M. Christian de Boissieu	Professeur à l'Université de Paris I Panthéon-Sorbonne	<i>Président</i>
M. Hubert Kempf	Professeur à l'Université de Paris I Panthéon-Sorbonne Banque de France	<i>Rapporteur</i>
Mme Florence Legros	Professeur à l'Université de Paris-Dauphine	<i>Rapporteur</i>
M. Georges Bresson	Professeur à l'Université de Paris II Panthéon-Assas	

UNIVERSITÉ DES ANTILLES ET DE LA GUYANE
U.F.R DE DROIT ET DE SCIENCES ÉCONOMIQUES

T H È S E

pour obtenir le grade de

DOCTEUR

Discipline : Sciences Économiques

présentée et soutenue publiquement par

Samuel BATES

Décembre 2006

EFFECTIVITE DES CANAUX DE TRANSMISSION DE LA
POLITIQUE MONETAIRE

Prix de Thèse monétaire et bancaire 2007

de la Fondation Banque de France

pour la recherche en économie monétaire, financière et bancaire

JURY

M. Fred Célimène	Professeur à l'Université des Antilles et de la Guyane	<i>Directeur</i>
M. Christian de Boissieu	Professeur à l'Université de Paris I Panthéon-Sorbonne	<i>Président</i>
M. Hubert Kempf	Professeur à l'Université de Paris I Panthéon-Sorbonne Banque de France	<i>Rapporteur</i>
Mme Florence Legros	Professeur à l'Université de Paris-Dauphine	<i>Rapporteur</i>
M. Georges Bresson	Professeur à l'Université de Paris II Panthéon-Assas	

L'Université des Antilles et de la Guyane n'entend donner aucune approbation ni improbation aux opinions émises dans cette thèse ; ces opinions doivent être considérées comme propres à l'auteur.

Résumé

Si les canaux théoriques de transmission de la politique monétaire vers la sphère réelle sont bien identifiés, des incertitudes empiriques sur leur intensité persistent. L'objectif est alors de proposer un nouveau protocole de mesure de l'effectivité macroéconomique des canaux de transmission. Il s'articule autour de la création d'un coefficient d'intensité causale applicable quelles que soient les séries d'analyse. Il offre la possibilité de hiérarchiser l'importance des canaux de transmission sur le court et le long terme. Il en découle une identification des déterminants des effets de la politique monétaire sur la sphère réelle.

Mots clé : Intensité causale, composantes inobservables, transmission monétaire.

Classification JEL : C32, C49, E32, E52.

Abstract

If the theoretical channels of monetary policy transmission to the real sphere are well defined, empirical doubts concerning their intensity remain. Thus, the aim is to suggest a new procedure to measure the transmission channels macroeconomic effectiveness. It is based on the creation of a causal intensity coefficient useful whatever the series of interest. It offers the ability to classify at short and long term the transmission mechanisms intensity according to a hierarchical system. The identification of the determining factors in the monetary policy effects on the real sphere is ensued.

Keywords: Causal intensity, unobserved components, monetary transmission.

JEL Classification: C32, C49, E32, E52.

La recherche est à l'esprit ce que la vérité est au savoir ; une ressource inépuisable pour une rationalité limitée.

Remerciements

Je tiens à remercier l'ensemble des personnes qui ont contribué à la réalisation de cette thèse.

Parmi celles-ci, je remercie le professeur Fred Célimène pour la confiance sans cesse renouvelée. J'y associe les professeurs Catherine Bruneau pour les entretiens accordés et Taku Yamamoto pour ses correspondances. J'accorde une mention spéciale aux professeurs Eric Jondeau et Georges Bresson pour leur pédagogie sans égale. Par ailleurs, je manifeste toute ma gratitude aux professeurs Claude Lacour et Pierre Cahuc pour leurs précieux conseils.

Cette thèse a également bénéficié des enrichissements apportés par Jacky Fayolle, Guilhem Bentoglio, Mathieu Lemoine, sans oublier Kevin Beaubrun-Diant et Julien Matheron.

J'adresse un grand merci aux co-auteurs de mes publications à ce jour ; à savoir Elise Marais, Saturnin Dokoui, Olivier Pognon. J'y associe Nacera Taleb. Les travaux réalisés en commun ont permis de pousser plus loin la réflexion sur certains aspects de cette thèse.

Je ne saurais oublier les collègues docteurs et doctorants avec qui j'ai partagé quotidiennement ces années de recherche, ou qui ont contribué à finaliser cette thèse. Il s'agit de : Victor Vaugirard, Valérie Angeon, Marie-Josèphe Rigobert, Gilles Joseph, Teddy Jean-Baptiste, Sandra Laurol, Janis Hilaricus, Patrice Marel, Géraldine Moreau. Je réserve un statut spécial à Bruno Marques pour ses nombreux éclairs de génie, auquel j'associe Jean-Louis Frédéric.

Enfin, j'ai une reconnaissance spéciale pour mes parents, mon frère et ma sœur, compte tenu de leur soutien opérationnel et de leurs encouragements.

En dépit de tous ces soutiens, quelque erreur ou insuffisance d'analyse reste de mon entière responsabilité.

Introduction Générale

La transmission monétaire se réfère à une liaison entre les sphères monétaire et réelle. L'histoire de la pensée économique aboutit à un consensus selon lequel l'interdépendance entre les deux sphères doit être appréhendée dans un cadre dichotomique (de long terme) ou dans un cadre intégré keynésien. Ces cadres signifient que la neutralité des fluctuations monétaires sur la sphère réelle ne peut être observée en permanence. Pour Myrdal (1939), la dichotomie ne se rapporte qu'à un instant donné du temps et ne permet pas de comprendre les phénomènes d'ajustement qui caractérisent le passage entre deux équilibres économiques. Il est donc impératif de distinguer les dynamiques de court terme par rapport à celles de long terme pour étudier les interdépendances entre la sphère monétaire et la sphère réelle. En outre, Patinkin (1965) démontre l'incohérence inhérente à une approche dichotomique à court et à long terme.

L'influence de la monnaie sur la sphère réelle doit répondre à certaines exigences. Il s'agit d'éviter que les fluctuations monétaires soient déstabilisatrices pour l'activité économique réelle. Cela revient à poser un objectif de régulation économique consistant à neutraliser l'effet des fluctuations monétaires sur la sphère réelle. La monnaie neutre n'est plus à percevoir comme un reflet des réalités économiques. Elle signifie qu'il faut laisser agir librement et uniquement les facteurs non nominaux. Si l'inflation tend à se réduire conformément aux besoins de liquidité de l'économie, une monnaie neutre sera celle qui laissera la baisse du niveau général des prix s'opérer dans la mesure où l'économie garde des performances proches de sa croissance potentielle. Contrairement à la neutralité, la neutralisation admet définitivement l'existence de mécanismes de transmission entre les deux sphères.

Pour recueillir les principes fondateurs de la régulation monétaire moderne, il faut se référer à Friedman (1968). En considérant parallèlement les anticipations rationnelles introduites par des économistes comme Lucas (1972) et Sargent (1976), l'analyse économique aboutit à ce que doit être la politique monétaire.

La politique monétaire doit garantir un environnement stable pour la croissance. Ceci semble possible à partir d'un instrument que les autorités monétaires contrôlent directement. La stabilité revient d'une part, à minimiser l'écart entre l'inflation courante et l'inflation ciblée par les autorités monétaires et, d'autre part, à minimiser l'*output gap* défini comme l'écart entre le PIB potentiel et le PIB courant.

Plus précisément, dans ce cadre de recherche de stabilisation, Bordes et Clerc (2004) rappellent les deux niveaux de définition de la stabilité monétaire. Au sens strict, la stabilité monétaire est satisfaite sous deux conditions.

– En premier lieu, elle impose une absence d’incertitude sur le niveau général des prix à long terme.

– En second lieu, il faut une nullité anticipée du taux de croissance des prix. De manière pratique, les difficultés de mesure de l’inflation entraînent un relâchement de cette deuxième condition. On considère plutôt qu’il faut une inflation anticipée légèrement positive mais relativement constante. Au total, selon Greenspan (1989), la stabilité des prix est la situation dans laquelle, une variation anticipée du niveau général des prix est suffisamment faible mais graduelle, pour qu’elle ne devienne pas un déterminant des décisions de dépenses des investisseurs et des ménages.

L’importance de l’absence de prise en compte par les agents de la variation des prix est soulignée initialement par Kydland et Prescott (1977). Selon le degré d’intégration des variations des prix dans les anticipations rationnelles des agents, l’intervention des autorités monétaires sera plus ou moins difficile. Christiano et Gust (2000), ainsi que Christiano et Fitzgerald (2003), expriment cette difficulté sous la forme de l’hypothèse de trappe d’anticipation explicative de l’inflation.

Si les agents anticipent une inflation élevée, ils adopteront des comportements de protection contre cette inflation. Les entreprises chercheront à réduire leurs coûts de production ou à retarder leurs investissements. Les consommateurs privilégieront une consommation différée au détriment d’une consommation immédiate. La banque centrale se trouvera face à un dilemme de régulation qui caractérise le *trade off* de la régulation monétaire.

D’un côté, la banque peut valider les anticipations par une expansion monétaire. Elle protège l’économie contre le risque de récession. Ce risque se matérialise par une supériorité de PIB potentiel par rapport au PIB courant. Ce faisant, la banque centrale intervient au prix d’une inflation plus élevée.

De l’autre côté, la banque peut décider de ne pas recourir à l’expansion monétaire pour éviter une augmentation de l’inflation, mais au prix d’un ralentissement économique.

En revanche, si les agents anticipent une inflation modérée, les entreprises comme les consommateurs seront nettement moins sensibles à leur perte de pouvoir d’achat. Ainsi, le dilemme de la banque centrale devient plus facile à gérer. La validation des anticipations se fera au prix d’un *output gap* minimisé.

Dès lors, l'intervention de la banque centrale doit contribuer à une inflation anticipée nulle, tout en évitant une surchauffe économique, annonciatrice d'un ralentissement. Une méthode reconnue pour faciliter la résolution de ce dilemme consiste à suivre une règle de politique monétaire dans un cadre d'indépendance entre les pouvoirs politique et monétaire. En effet, compte tenu des anticipations rationnelles des agents, ceux-ci prévoient en moyenne avec une faible marge d'erreur les variations d'offre monétaire. C'est la raison pour laquelle, il n'est pas souhaitable, pour influencer des déterminants de la croissance économique (notamment l'émergence d'un environnement économique stable), que la banque centrale cherche à provoquer des chocs nominaux non anticipés au travers d'une politique discrétionnaire. On tombe sinon sur des problèmes de cohérence temporelle liés à une politique discrétionnaire qui ne s'appuie pas sur des effets d'annonce crédible.

La première condition de stabilité monétaire nécessite une régularité des fluctuations de long terme de l'inflation. D'une part, ceci limite la possibilité de modifications erratiques des comportements de dépenses sur la sphère réelle. D'autre part, l'information véhiculée par les prix devient plus crédible. Ces derniers jouent alors un rôle plus important dans les mécanismes d'allocation des ressources. Par exemple, les investissements productifs ont un horizon de rentabilité qui se situe sur une dynamique de long terme. On sait donc combien il devient plus facile de les structurer avec une moindre incertitude sur l'inflation anticipée à long terme. En effet, toute incertitude sur l'anticipation de l'inflation à long terme pénalise les agents économiques, dans la mesure où la prime de risque liée au financement de long terme de l'investissement et de la consommation durable est accrue. Plus l'ancrage des anticipations sur un certain niveau d'inflation est fort, plus la déviation de l'inflation par rapport à sa tendance est faible. Plus l'incertitude défavorable qui en découle alors pour l'activité économique devient négligeable. C'est pourquoi, la politique monétaire doit éviter toute déviation trop importante par rapport à la tendance de l'inflation.

Différentes voies sont envisageables pour atteindre la stabilité monétaire.

La plupart des banques centrales ont un objectif de stabilité monétaire qui comporte deux volets :

– La stabilité externe vise à contenir les fluctuations du taux de change. Soit elle est atteinte grâce à la stabilité de la monnaie nationale par rapport aux devises étrangères des principaux partenaires commerciaux du pays, soit elle est obtenue grâce une parité bilatérale vis-à-vis d'une devise internationale.

– La stabilité interne se réfère au contrôle de l'évolution des prix domestiques.

Différentes stratégies de politique monétaire ou régimes monétaires sont envisageables :

> Le régime de cible de change prend aujourd'hui la forme d'un ancrage de la monnaie nationale à une devise d'un pays ayant une faible inflation dans le cadre d'un accord bilatéral. La cible de change peut aussi s'inscrire dans le cadre d'accord de zone monétaire ou consister en un mécanisme de *crawling peg*¹. La banque centrale délègue la responsabilité de la politique monétaire au pays dont la devise sert d'ancrage. C'est la raison pour laquelle, pour se conformer aux deux volets de la stabilité monétaire, il est fondamental que cette devise de référence soit celle d'un pays enregistrant une faible inflation. Grâce aux échanges commerciaux avec ce partenaire privilégié, la banque centrale favorise l'importation d'une inflation maîtrisée, ce qui est en cohérence avec son but d'une inflation faible à long terme.

> La cible de croissance monétaire peut fournir plus de régularité à long terme au taux de variation de l'indice des prix à la consommation. Pour cela, la banque centrale doit utiliser un instrument qu'elle contrôle, à savoir un agrégat monétaire de référence. En réalité, les banques centrales souhaitent davantage contrôler les fluctuations des taux d'intérêt courts plutôt que de cibler une croissance régulière à long terme d'un agrégat monétaire de référence. Elles fixent donc le taux de croissance des agrégats monétaires en fonction des ajustements réalisés sur les taux d'intérêt.

> La cible d'inflation peut consister en une modification des taux d'intérêt courts au jour le jour, en fonction des variations anticipées d'inflation sur plusieurs mois à deux ans au plus. De manière pratique, la cible d'inflation fait l'objet d'une annonce publique couplée à une promesse de la respecter. Ce souci de transparence impose une grande responsabilité de la banque centrale face à son objectif de stabilisation des prix.

Néanmoins, la cible stricte d'inflation ne garantit pas la stabilité monétaire à travers le temps. Il faut distinguer le court terme du long terme. A ce titre, dans les diverses options de politique monétaire, d'un point de vue théorique, il est impératif de dissocier l'inflation, cible de court à moyen terme, du niveau général des prix, cible de long terme. Selon Goodfriend (1987), le ciblage strict de l'inflation s'apparente à un ancrage des anticipations d'inflation qui n'enlève pas toute l'incertitude sur le niveau des prix à long terme. L'inflation peut être plus ou moins élevée que prévu. Par conséquent, des déviations de l'inflation par rapport à sa tendance deviennent permanentes. Elles créent de la volatilité au niveau de l'indice général

¹Il s'agit d'un ancrage du taux change couplé à un mécanisme d'ajustement. Celui-ci est déclenché en fonction du différentiel d'inflation entre les deux pays concernés par la liaison de leurs devises.

des prix à long terme, en dépit d'un ancrage de l'inflation obtenu sur le court et le moyen terme.

Dans les faits, la rigidité de la cible stricte d'inflation n'est qu'apparente, puisqu'il est possible d'adopter une cible d'inflation flexible. Elle est fondée sur un pragmatisme de politique monétaire en fonction des circonstances. Elle suppose l'existence permanente d'une variabilité de l'inflation et de l'*output* non contrôlable par une régulation monétaire. Cette hypothèse est plausible dans la mesure où, dans un univers incertain caractérisé par des chocs potentiellement imprévisibles, le contrôle exercé par l'intermédiaire de la politique monétaire ne peut être qu'imparfait. La cible flexible d'inflation tente alors de fixer l'inflation autour d'une valeur donnée, tout en stabilisant l'*output* autour de son niveau potentiel. Il en résulte l'amélioration du *trade off* qui peut renforcer la crédibilité de la politique monétaire. Ce régime monétaire peut donc ancrer davantage les anticipations des agents sur la cible choisie. Pour autant, l'accroissement de la crédibilité est subordonné à une gestion implicite mais efficace des effets de court terme de la politique monétaire.

Selon Debelle (1999), il s'agit du meilleur compromis pour réduire l'importance du *trade off* entre stabilisation de la variabilité de l'inflation et de l'*output*. En outre, Bernanke et Gertler (1999) reconnaissent sa vertu d'aller au-delà d'une stabilisation macroéconomique. Elle permet une stabilisation financière tout en évitant à la banque centrale de réagir aux mouvements de prix d'actifs.

Selon Mc Callum (1997), le régime de cible stricte ou flexible d'inflation est toujours meilleur car il autorise une stationnarité du niveau des prix autour d'une tendance. En outre, l'incertitude potentielle créée sur le niveau des prix peut être négligée. Comme elle concerne plutôt les rares décisions économiques planifiées sur très long terme, elle n'entrave que faiblement l'activité économique à court et moyen termes. Selon De Boissieu (1998), la cible d'inflation comporte d'autres avantages. A l'instar de la cible de croissance d'un agrégat monétaire, elle garantit que la banque centrale se focalise sur les objectifs de stabilisation interne. Cependant, il n'y a plus l'imposition d'une relation obligatoirement stable entre l'inflation et la croissance monétaire. Une politique de croissance monétaire est en réalité difficile à mettre en oeuvre à cause de l'instabilité potentielle entre l'inflation, la croissance économique et les fluctuations d'agrégats monétaires. Le signal émis par l'annonce d'une cible quantitative de croissance monétaire a plus de chance de ne pas être considéré comme crédible par les agents. Le risque d'inefficacité de la politique monétaire est donc accru.

A l'inverse d'un régime de change, ou de cible d'agrégat monétaire, la cible d'inflation

facilite la communication de la banque centrale auprès des ANF résidents et des participants aux marchés financiers. En effet, afficher un objectif quantitatif d'inflation est très aisément compris par les agents. Cela offre une plus grande garantie que les décisions de politique monétaire soient intégrées dans les anticipations et les comportements des agents, dans le sens souhaité par les autorités monétaires. Une cible numérique d'inflation renforce la responsabilité de la banque centrale et la protège davantage contre l'incohérence temporelle rattachée à une stratégie monétaire trop accommodante. La cible d'inflation limite les pressions en faveur de politiques inflationnistes. Les autorités monétaires sont contraintes de se consacrer à l'objectif qu'elles peuvent vraiment atteindre, c'est-à-dire la maîtrise de l'inflation à long terme, plutôt que de se perdre dans des cibles qui échappent à leur contrôle comme l'accélération permanente de la croissance.

Si les cibles strictes et flexibles d'inflation sont explicites, une troisième type de cible d'inflation existe. Il s'agit de la cible implicite d'inflation. A long terme, le contrôle de l'inflation reste le but principal, mais les autorités monétaires ne font aucune référence explicite à un ancrage nominal de change, d'agrégat monétaire ou de cible d'inflation. Cette stratégie est suivie dans les années récentes essentiellement par la Réserve Fédérale. Elle se caractérise par un très grand pragmatisme des autorités monétaires couplé à une transparence plus limitée dans leurs décisions.

L'argument principal qui justifie ce régime monétaire vient du fait que, dans les cibles d'inflation, les résultats de la politique monétaire sont observables avec retard. Ce dernier tient à l'inertie de l'inflation. Il faut en général autour d'une année pour que la politique monétaire affecte l'activité économique et deux ans pour qu'elle agisse sur l'inflation. Par conséquent, la politique monétaire ne peut être que préemptive pour prévenir toute inflation déstabilisatrice. Elle doit agir avant l'apparition des premiers signes de tensions inflationnistes, en tenant compte du décalage entre la prise de décision et son effet. Une cible implicite d'inflation apporte les mêmes avantages que les cibles explicites. La seule exception est la perte de transparence résultant de son caractère implicite.

> La cible de niveau général des prix implique que la banque centrale atteigne un sentier prédéterminé du niveau des prix sur la sphère réelle. Implicitement, à travers le temps, des taux d'inflation inférieurs à une cible seraient contrebalancés par des situations inverses. Par conséquent, la cible de niveau des prix diffère de la cible d'inflation du fait que l'objectif visé est un niveau de l'indice général des prix. L'instrument de cette stratégie monétaire reste le même ; à savoir le taux d'intérêt au jour le jour. L'effet d'annonce de la banque centrale

porte sur une cible de niveau général des prix, ce qui revient à cibler l'inflation moyenne à long terme. Cette stratégie protège l'économie contre le risque d'inflation persistante inhérent à une cible stricte d'inflation.

> Des stratégies mixtes peuvent permettre de répondre à des insuffisances des cibles uniques. On peut citer la cible d'inflation combinée à celle du niveau général des prix, telle que préconisée par King (1996). Dans la pratique, selon Batini et Yates (2001), cela revient à une règle de taux d'intérêt pour corriger l'écart entre l'inflation courante et sa cible de court et de moyen termes. Parallèlement, une correction du niveau des prix par rapport à sa cible à un horizon supérieur à 10 ans est effectuée. Ce régime monétaire présente l'avantage de cibler l'inflation quand la stabilité monétaire est atteinte. Toutefois, en cas de risque de déflation, surtout si les taux d'intérêt sont proches de zéro, des stratégies d'évitement de situations déstabilisatrices existent. Il s'agit de passer à une cible de niveau général des prix.

Une autre option est proposée par Hetzel (1993). Elle vise à corriger une règle de croissance monétaire par un ancrage des anticipations d'inflation. La banque centrale ajuste les taux d'intérêt à partir de l'écart entre les niveaux effectif et ciblé des prix, tout en guidant simultanément la croissance de l'offre de monnaie. Selon Bordes et Clerc (2004), la différence majeure par rapport à la stratégie précédente vient du fait que, si la variation d'offre monétaire précède celle des prix, il doit y avoir une force de rappel vers l'équilibre de long terme préétabli.

Néanmoins, il subsiste toujours une volatilité de court terme des prix non maîtrisée par les autorités monétaires. Dans le cas d'un choc défavorable sur l'économie, une inflation trop faible limite le pouvoir de régulation via le taux d'intérêt.

Quelles que soient les stratégies poursuivies, les trois instruments principaux par l'intermédiaire desquels la banque centrale peut opérer sont :

– Le montant des réserves obligatoires : les banques secondaires sont astreintes à un certain montant de réserves obligatoires bloquées sur leurs comptes auprès de la banque centrale. Ce montant évolue en fonction du taux de réserves obligatoires défini de manière réglementaire. Toute hausse des réserves obligatoires grève la somme de réserves libres utiles à la création monétaire. Par conséquent, en jouant sur le montant des réserves obligatoires, la banque centrale influence la capacité de création monétaire dans l'économie. Depuis la fin des années 1980, la tendance est à la réduction des réserves obligatoires. Les banques centrales s'appuient davantage sur les deux autres instruments.

– Les opérations d'*open market* : elles permettent de contrôler le taux d'intérêt au jour le jour. Si les autorités monétaires souhaitent le diminuer, elles achètent de la dette gouvernementale en contrepartie d'une injection de liquidité en circulation ou d'un crédit de réserves sur les comptes des banques secondaires. Aussi, les opérations d'*open market* influencent-elles l'évolution du coût du refinancement bancaire. Par voie de conséquence, elles agissent sur la création monétaire. Le recours à l'*open market* est beaucoup plus fréquent dans les pays de tradition anglo-saxonne.

– Les taux d'intérêt directeurs à court terme : la banque centrale peut décider d'agir directement par l'intermédiaire des taux directeurs de court terme qu'elle administre. Cette stratégie produit les mêmes effets que l'action sur les réserves obligatoires. En réduisant ses taux directeurs, la banque centrale permet aux banques commerciales d'emprunter auprès d'elle à coût réduit des fonds nécessaires au financement de l'activité économique.

De toutes les stratégies d'intervention possibles, il ressort que la politique monétaire agit sur la sphère réelle, afin qu'à court et à long terme, l'incertitude sur les prix soit réduite et que l'environnement économique stable serve à pérenniser la croissance.

Pour représenter théoriquement le mode de fixation du taux d'intérêt court par la banque centrale, on fait traditionnellement référence à une règle de Taylor.

La première approche de la règle de Taylor se ramène à l'équation suivante :

$$i_t = \alpha + \beta (\pi_{t+k} - \pi^*) + (x_{t+q} - x^*) \quad (1)$$

π_{t+k} représente la prévision de l'inflation en t pour la période k . k équivaut au délai d'action de la politique monétaire sur l'inflation.

π^* correspond à la cible d'inflation de la banque centrale.

x_{t+q} est la prévision de croissance du revenu global en t pour la période q . q équivaut au délai d'action de la politique monétaire sur l'*output gap*.

x^* symbolise la cible de croissance du PIB, c'est-à-dire l'*output gap* égal à 0.

Avec $q < k$, $(\pi_{t+k} - \pi^*)$ représente l'écart à la cible d'inflation. $(x_{t+q} - x^*)$ traduit l'écart à la cible de variation du PIB.

La deuxième approche plus récente est formalisée par l'équation suivante :

$$i_t = \alpha + \beta (\pi_{trend} - \pi^*) + (x_{t+q} - x^*) \quad (2)$$

$(\pi_{trend} - \pi^*)$ est le calcul de la *core inflation* ou inflation sous-jacente, avec π_{trend} l'inflation tendancielle.

Des deux types d'écritures de la règle de Taylor, il résulte que la politique monétaire est censée agir d'une part, sur la composante tendancielle de l'inflation, et d'autre part, sur les composantes transitoires du revenu global et de l'inflation.

Entre les instruments de la politique monétaire et les variables réelles², plusieurs canaux transmettent les chocs de politique monétaire à la sphère réelle. Il s'agit de chaînes de liaison plus ou moins directes entre les deux sphères. Les courroies de transmission peuvent être le *spread* de termes, les conditions d'offre et de demande de crédits, l'évolution des valeurs boursières et immobilières ou celle de la valeur externe de la monnaie, ainsi que les effets d'annonce.

Les canaux de transmission sont clairement identifiés dans la littérature économique d'un point de vue théorique. Ils sont de deux types. Soit il s'agit de canaux de transmission directe, dans la mesure où une seule variable de transmission assure le lien entre la sphère monétaire et la sphère réelle. Soit il s'agit d'une transmission induite le long d'une chaîne de transmission avec plusieurs variables intermédiaires entre la sphère monétaire et la sphère réelle.

Au niveau de la transmission directe, différents mécanismes d'ajustement peuvent rentrer en jeu pour expliquer un même canal de transmission ; ceci même si une unique variable de transmission opère. Cela signifie qu'un canal de transmission peut se composer de plusieurs mécanismes. Cette distinction entre canal et mécanisme est d'autant plus vraie que des liens de complémentarité sont envisageables théoriquement entre les différents canaux de transmission. En l'occurrence, on parlera de mécanismes induits de transmission.

Un canal induit se décompose en plusieurs mécanismes de transmission faisant intervenir plusieurs variables entre le choc de politique monétaire et ses cibles sur la sphère réelle. En réalité, la transmission monétaire n'est rien d'autre qu'un phénomène d'impulsion et de propagation le long d'une chaîne d'indicateurs économiques liant les deux sphères. Dans le cas de la transmission directe, la variable qui reçoit l'impulsion générée par les décisions politiques est celle qui propage le choc à la sphère réelle. S'il s'agit d'une transmission induite, un premier mouvement d'impulsion relie la variable de contrôle de la politique monétaire à une première

²Par le terme de "variables réelles", on entend les variables de la sphère réelle par opposition aux variables des sphères monétaire et financière. Pour signifier des variables calculées en terme réel, on utilisera le terme de variables (réelles ou monétaires) en données constantes.

variable de transmission. Et un second mouvement propage l'impulsion monétaire aux cibles réelles. Ce second mouvement s'opère par l'intermédiaire d'une liaison allant d'une deuxième variable de transmission vers la sphère réelle. Entre l'impulsion et la propagation, il existe une relation allant de la première variable de transmission vers la seconde.

La transmission monétaire est donc théoriquement un réseau de liaisons entre des indicateurs monétaires et réels. Selon sa stratégie d'intervention, la banque centrale peut activer certains mécanismes de ce réseau, pour atteindre des objectifs prédéfinis sur la sphère réelle. Il paraît donc primordial de bien appréhender les voies par lesquels se transmettent les décisions de régulation monétaire à l'activité économique. Cette compréhension est plus que nécessaire dans la mesure où la politique monétaire est un instrument par l'intermédiaire duquel il est possible de positionner une économie sur deux voies divergentes. Soit il s'agit d'un chemin d'expansion caractérisé par une croissance durable, soit il s'agit un sentier d'instabilité peu propice à l'exploitation de toute la capacité potentielle de l'économie.

Toutefois, entre économistes le consensus théorique sur la transmission monétaire s'effondre dès lors qu'il s'agit de regarder dans les faits ce qui véhicule les chocs de politique monétaire au revenu global et à l'inflation. Or, rechercher les voies qui impulsent et propagent ces chocs est primordial à plusieurs titres :

- La connaissance empirique permet de répondre aux doutes sur l'existence à l'échelle macroéconomique de certains mécanismes de transmission. S'il y a toujours des preuves microéconomiques à leur existence, par le jeu des sophismes de composition et des divergences de sensibilité des catégories d'agents aux fluctuations nominales, rien n'indique que ces mêmes mécanismes sont perceptibles à l'échelle macroéconomique.

- Les incertitudes relatives à la transmission monétaire sont donc d'ordre plutôt empirique. Caractériser empiriquement la transmission monétaire à l'échelle macroéconomique peut permettre d'identifier les mécanismes clés par l'intermédiaire desquels la politique monétaire atteint les effets réels escomptés. Rien n'indique théoriquement que ces mécanismes agissent avec la même ampleur sur les cibles réelles. Rien n'indique théoriquement que leur poids à court terme est le même lorsqu'il s'agit de traiter de la transmission de long terme. Rien n'indique théoriquement si l'ampleur des mécanismes de transmission est inerte ou instable à travers le temps.

La réponse à toutes ces interrogations peut assurer au régulateur la possibilité de se focaliser sur les mécanismes les plus favorables à l'atteinte de ses objectifs sur la sphère réelle. Il s'agit

notamment de pouvoir identifier les canaux de transmission qui sont favorables à une meilleure gestion du *trade off* entre la stabilisation du cycle d'affaires et la maîtrise des prix. Sachant que la transmission monétaire n'est pas la même à court et à long terme, l'intérêt d'une étude empirique sur la transmission monétaire est de vérifier s'il est possible, pour les banques centrales, de réaliser des arbitrages intertemporels entre les différents canaux dans leur décision d'intervention.

Répondre aux interrogations empiriques liées à la transmission suppose plusieurs prérequis.

Dans le vaste ensemble de chaînes de transmission théoriques, il faut avoir un moyen d'identification des mécanismes de transmission qui agissent dans les faits. Il faut bénéficier d'un outil quantifiant leur importance. Comme des liens de complémentarité sont possibles entre les mécanismes de transmission, il faut aussi une procédure fixant la structure du réseau de chaînes de transmission. C'est toute la problématique de cette thèse qui consiste à proposer un protocole de mesure et d'étude empirique de la transmission monétaire. L'analyse empirique réalisée s'articule autour de la notion d'effectivité des canaux de transmission monétaire.

L'effectivité peut être définie à différents niveaux de lecture.

Le premier niveau consiste à dire qu'un canal de transmission est effectif s'il existe dans les faits. Ce niveau minimaliste de lecture ne permet pas d'épuiser la connaissance empirique de la transmission. En effet, la simple existence d'un phénomène ne dit rien de son intensité. En réalité, ce niveau de lecture peut aider à construire la structure des chaînes de transmission qui font l'effet de politique monétaire sur la sphère réelle.

Il en découle que le second niveau de lecture est le suivant : l'effectivité traduit le degré d'existence d'un phénomène. Plus précisément d'un point de vue économique, l'effectivité monétaire est l'importance du flux d'information injecté par les autorités monétaires dans un mécanisme d'impulsion et de propagation. Ce mécanisme est une chaîne de transmission allant de la variable de contrôle de politique économique vers les cibles sur la sphère réelle. Il est évident que le second niveau de lecture pousse plus loin l'analyse. En effet, plus l'on prouve qu'un mécanisme est effectif, plus on évacue les doutes relatifs à son existence empirique.

Dans la littérature, mesurer l'effectivité pose des problèmes statistiques dès lors que l'on raisonne à l'échelle macroéconomique ; niveau de raisonnement sur lequel portent principalement les incertitudes empiriques liées à la transmission.

Pour mesurer l'effectivité de transmission, il faut pouvoir donner une déclinaison empirique à la transmission. A l'échelle macroéconomique, ce que l'on recherche de manière générale est

l'établissement des liens de causalité entre les variables économiques majeures. La transmission peut alors être comprise comme une liaison causale entre plusieurs variables mises bout à bout. Dès lors, une chaîne de transmission est forcément une chaîne causale. Le réseau de chaînes causales est composé de l'ensemble des relations qui passent par les variables de transmission monétaire et qui unissent la variable de contrôle de la banque centrale aux cibles sur la sphère réelle. Dans cette structure tenant compte des liens de complémentarité entre les canaux de transmission, certaines chaînes causales sont plus fortes ou effectives.

Traiter de la causalité est une pratique usuelle pour les économistes. En effet, il existe un éventail relativement large de procédures empiriques permettant d'identifier une liaison causale.

Un enjeu fondamental est de pouvoir discriminer dans toutes ces procédures celle qui est la plus appropriée pour étudier la transmission monétaire. Cette thèse apporte donc une analyse critique des procédures de mesure causale afin d'étudier un phénomène de transmission. La transmission monétaire déclinée sous l'angle de la causalité empirique doit répondre à certaines exigences :

– La procédure causale doit être en mesure de tester l'existence d'une chaîne de transmission non instantanée entre des indicateurs réels et monétaires. A ce titre, compte tenu des données discontinues généralement utilisées par les économistes, des difficultés apparaissent dès lors qu'il s'agit de traiter avec précision la causalité entre des variables appartenant à des sphères économiques différentes. Tout particulièrement, il s'agit d'être en mesure de traiter de manière cohérente la transmission monétaire sur des systèmes liant des variables pouvant présenter une stationnarité et une volatilité différentes. L'idée consiste à éviter de changer de procédure de tests en fonction de la nature des séries économiques mises en relation. Dans le cas contraire, on ne pourrait être certain que les résultats de l'effectivité des canaux de transmission ne dépendent pas du changement de procédure de calcul. Au total, il faut que la procédure de test de causalité soit invariante à la nature des séries économiques.

– La transmission monétaire n'est pas la même à court et à long terme, car les cibles réelles sont différentes. Il faut donc une procédure capable de traiter à la fois du court terme et du long terme. La lecture historique du temps discontinu pose un problème, car elle ne permet pas toujours une cohérence de traitement entre les deux horizons temporels. Une stratégie pour lever cette difficulté est de recourir à une lecture économétrique du temps. L'analyse doit distinguer la transmission le long des composantes transitoires des séries (dimension de court terme), de la transmission le long des composantes persistantes (dimension de long terme).

La procédure causale permet de répondre empiriquement au premier niveau de lecture de l'effectivité. Il existe des contraintes de mesure qui pèsent sur le deuxième niveau de lecture.

– Les procédures causales existantes ne proposent généralement pas de mesure d'intensité de la causalité testée. Quand cette mesure est disponible, elle n'est pas toujours calculable quelles que soient les caractéristiques des séries mises en relation. Il faut donc fournir une nouvelle mesure de l'intensité causale capable de traduire l'effectivité des chaînes de transmission. Pour présenter une valeur ajoutée par rapport à ce qui existe, cette mesure doit pouvoir répondre à certaines contraintes. D'une part, il faut qu'elle soit aisément calculable quelles que soient les variables mises en relation. D'autre part, il faut qu'elle soit facile à interpréter.

La réponse aux doutes empiriques liés à la transmission monétaire suppose une procédure permettant de hiérarchiser les différents mécanismes en fonction de leur effectivité, tout en tenant compte de la façon dont ils participent à l'ensemble de la transmission monétaire. Une fois traitée la double lecture statistique de l'effectivité des mécanismes de transmission à court et à long terme, il devient possible d'interpréter économiquement la réalité de la transmission.

Cette thèse est donc à vocation empirique. Son apport principal réside dans l'établissement d'un protocole de mesure de l'effectivité macroéconomique des canaux de transmission de la politique monétaire. Ce protocole est robuste statistiquement tout en restant simple à mettre en oeuvre. Le principe d'efficacité dans la mesure économétrique est pleinement respecté. Il se trouve que ce protocole présente l'avantage d'être aisément transposable à d'autres champs que l'économie monétaire, dès qu'il s'agit de s'interroger sur des phénomènes pouvant être déclinés statistiquement sous l'angle de la causalité entre plusieurs variables. Plus particulièrement ce protocole est utile si le phénomène étudié se propage le long d'une chaîne de transmission.

Cette thèse présente une utilité statistique puisqu'elle ouvre de nouvelles perspectives d'études empiriques au-delà de la transmission monétaire. Elle présente une utilité économique dans la mesure où l'outil technique aide à répondre à des incertitudes empiriques sur la transmission monétaire que la seule connaissance théorique ne peut lever. Cette utilité économique présente des implications en terme politique. En effet, on est en mesure d'identifier les mécanismes clés de transmission qui fondent le résultat et l'efficacité de la politique monétaire sur la sphère réelle. On ouvre donc une voie par laquelle il serait possible pour les banquiers centraux de mieux gérer les conséquences sur la sphère réelle de leurs interventions.

La vocation empirique de cette thèse a nécessité certains choix. On ne traite empiriquement

que des canaux traditionnels de transmission : le canal du taux d'intérêt, du crédit, des prix d'actifs financiers, du taux de change. L'étude empirique du canal des effets d'annonce et du canal des prix d'actifs immobiliers, qui ont été mis en évidence plus récemment par rapport aux autres canaux, n'est pas entreprise pour des raisons tenant essentiellement à la disponibilité des données sur séries temporelles longues. Il reste que l'on tient compte de l'existence de ces canaux d'un point de vue théorique et des enseignements des études événementielles relatives aux effets d'annonce. On considère également les enseignements tirés des études récentes sur le canal des prix d'actifs immobiliers.

Cette thèse a l'avantage de présenter différents niveaux de lecture en fonction de l'intérêt recherché par le lecteur. Il peut s'agir de l'aspect technique lié à l'apport empirique, des aspects économique et politique liés aux implications tirées de l'amélioration de la connaissance empirique de la transmission monétaire. Afin de faciliter la lecture, des résumés non techniques sont fournis au début de chaque chapitre. Autant que possible les données chiffrées sont toujours reportées, mais aussi traduites sous une forme graphique adaptée. Par ailleurs, un certain nombre d'encadrés figurent dans le développement de la thèse. Ils consistent généralement en une synthèse d'un point précis ne faisant pas l'objet d'un traitement détaillé dans la thèse, mais dont la connaissance ne peut être totalement éludée. Ces encadrés peuvent aussi être une synthèse non technique expliquant un détail d'ordre empirique qui est central pour la compréhension de la thèse. L'ensemble des calculs mathématiques sous-jacents au développement empirique et des précisions économétriques est reporté dans des "compléments techniques" à la fin de certaines sections de la thèse. Les précisions empiriques non fondamentales pour la compréhension d'ensemble de la thèse sont exposées directement dans l'annexe. L'articulation des chapitres de la thèse est la suivante.

Le premier chapitre décrit les canaux de transmission de la politique monétaire en insistant sur le fait qu'ils peuvent être complémentaires entre eux. Il fait état des difficultés de mesure de l'effectivité macroéconomique des mécanismes de transmission. Il fonde de ce fait la nécessité d'un protocole de mesure. Le deuxième chapitre explique comment l'existence de la transmission monétaire peut être quantitativement appréhendée par la causalité économétrique. Une revue critique des différentes voies potentielles pour tester et mesurer la causalité entre des variables économiques est réalisée. Il en résulte que la procédure de Toda, Yamamoto, Dolado et Lütkepohl – TYDL – créée en 1995-1996 est la plus opportune dans l'ensemble des mesures envisageables, à condition de réaliser une séparation préalable des dynamiques persistante et

transitoire des variables. Néanmoins, rien n'est dit à ce stade sur la mesure de l'intensité de la transmission. Le test de TYDL appliqué sur les composantes de court ou de long terme des séries permet de prouver seulement l'existence des mécanismes de transmission. C'est à une mesure de l'effectivité que se livrera le troisième chapitre dans lequel est construit un coefficient d'intensité causale (*CIC*). Ce coefficient novateur combine dans une même formule mathématique deux éléments :

- une *proxy* de la probabilité qu'une chaîne de transmission soit effectivement causale ;
- une intensité de la relation unissant les variables causée et causale le long de la chaîne caractérisée par une ou plusieurs variables de transmission.

Le *CIC* répond à l'ensemble des contraintes économétriques liées à l'étude empirique de la transmission monétaire sous l'angle de la causalité.

Le chapitre 4 propose une application sur longue période du protocole de mesure de l'effectivité des canaux de transmission. On raisonne sur les trois économies que sont les Etats-Unis, la France et le Royaume-Uni. Il permet de vérifier la capacité du protocole de mesure à retranscrire des faits stylisés liés à l'histoire récente de la politique monétaire. En l'occurrence, l'accent est essentiellement porté sur le revirement de politique monétaire du début des années 1980. Par la même occasion, on répond aux doutes empiriques portant sur l'effectivité macroéconomique relative aux différents canaux de transmission. Au-delà du revirement politique des années 1980, on identifie les mécanismes clés qui contribuent au succès de la régulation monétaire. Enfin, on répond à la possibilité pour les banques centrales d'arbitrer de manière intertemporelle entre plusieurs mécanismes de transmission.

Chapitre 1

LA TRANSMISSION MONETAIRE : IDENTIFICATION D'UNE QUESTION PARTIELLEMENT ELUDEE

Résumé non technique

Les canaux de transmission monétaire directe sont clairement identifiés dans la littérature.

Il en existe cinq :

– *Le canal du taux d'intérêt : les fluctuations du taux d'intérêt court de la politique monétaire se transmettent aux autres taux de maturité plus longue. Les taux d'intérêt longs assurent le lien entre la sphère monétaire et la sphère réelle, si bien qu'ils véhiculent les changements de politique monétaire à l'investissement et à la consommation.*

– *Le canal du crédit : il se compose du canal des prêts bancaires (canal d'offre) et du canal du bilan (canal de demande). Il permet de comprendre comment la politique monétaire affecte de manière plus ou moins persistante le financement intermédié des activités réelles.*

– *Le canal des prix d'actifs : qu'il s'agisse des actifs financiers ou immobiliers, les prix d'actifs varient en fonction des variables nominales. Ces variations modifient la richesse globale des ménages et la capacité à investir des entreprises. Il en résulte une modification des comportements de dépenses sur la sphère réelle.*

– *Le canal du taux de change : il confère une dimension internationale à la transmission monétaire. Les fluctuations du taux de change modifient le coût de certaines relations commerciales sur la sphère réelle, en fonction de la régulation de la valeur externe de la devise concernée.*

– *Le canal des effets d'annonce : il est étudié plus récemment. Contrairement aux canaux précédents qui agissent par l'intermédiaire d'une fluctuation effective de la variable de la politique monétaire, les effets d'annonce influencent la sphère réelle en raison de la seule menace d'intervention annoncée par la banque centrale.*

Les canaux précédents ont théoriquement des liens de complémentarités à l'origine de mécanismes de transmission induite. La double dimension de la transmission monétaire (directe et induite) n'aide pas à dissiper certaines incertitudes empiriques. Elles ont trait à l'effectivité relative des différents canaux à l'échelle macroéconomique, que ce soit à court ou à long terme. Malheureusement, des limites méthodologiques sur la mesure de l'intensité de la transmission existent. Elles résultent essentiellement du traitement empirique du temps (court terme ou long terme), sachant que la transmission monétaire n'est pas la même sur chaque horizon temporel.

Il faut donc bâtir un protocole d'étude empirique des canaux de transmission monétaire à l'échelle macroéconomique.

Introduction

Dans la liaison entre les sphères monétaire et réelle, la transmission monétaire revêt deux dimensions. La première consiste à appréhender la transmission à partir de canaux directs. A ce niveau, les canaux de transmission agissent séparément les uns des autres. La deuxième dimension s'attache à montrer qu'il existe des liens de complémentarité entre les différents canaux directs. Dans ce cas, on traite de mécanismes de transmission induite.

L'objet de ce chapitre est de faire un état de la connaissance sur la transmission monétaire, pour mettre en évidence les points de réflexion en suspens.

Pour y parvenir, on évoquera l'ensemble des fondements théoriques des deux dimensions de la transmission, avant de s'intéresser au traitement empirique de l'effet de la politique monétaire sur la sphère réelle.

Il apparaît que la transmission directe ne propose qu'une vision très restrictive. Les canaux de la politique monétaire apparaissent très complexes à étudier, en raison de la multiplicité des complémentarités qui existent entre eux. Dans le réseau de chaînes potentielles de transmission, il faudrait pouvoir être capable de distinguer celles qui sont effectives, pour caractériser les voies par lesquelles la politique atteint ses objectifs. Ceci pose des problèmes méthodologiques de mesure et de traitement empirique. Ils sont de nature à empêcher une réponse aux doutes qui pèsent sur l'effectivité relative des mécanismes de transmission. De tels doutes ne peuvent être dissipés par la seule connaissance des fondements théoriques.

Ce chapitre décrit dans les deux premières sections les fondements théoriques des deux dimensions de la transmission monétaire. L'hypothèse de raisonnement retenue est celle d'une restriction de l'offre de monnaie. Toutes choses égales par ailleurs, elle a des implications sur la sphère réelle en fonction des différents canaux de transmission. Cette hypothèse s'impose pour ne pas nuire à la compréhension par une alternance de raisonnements fondés des orientations opposées de politique monétaire. Toutefois, il suffit de prendre le contre-pied des mécanismes exposés pour avoir le sens de variation des ajustements réels et monétaires, quand la transmission s'effectue sous l'hypothèse d'une expansion monétaire. Cependant, même si le sens de variation est inversé, il n'existe pas de symétrie dans l'ampleur des variations enregistrées, selon qu'il s'agit d'une contraction ou d'une expansion de la politique monétaire. Une fois réalisée la présentation des mécanismes directs et induits à partir de l'hypothèse précédente, la dernière section cherche à montrer qu'au-delà d'une connaissance théorique bien établie, la connaissance empirique de la transmission mérite des approfondissements, notamment si l'on se positionne à l'échelle macroéconomique.

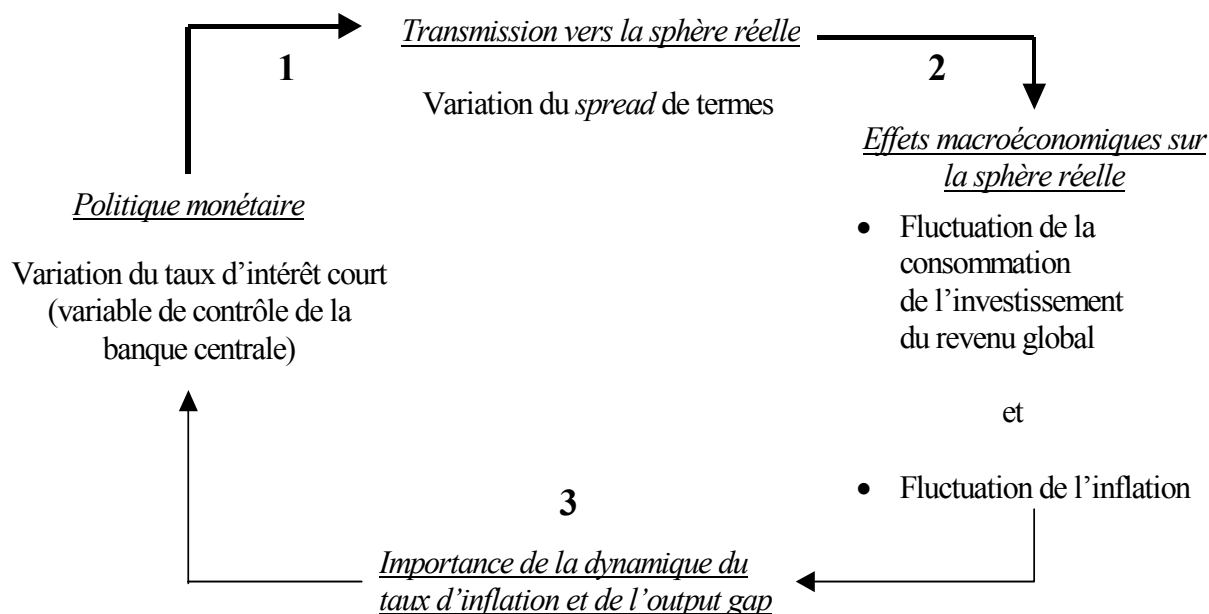
1.1 La typologie des canaux directs de transmission de la politique monétaire

Cette section dresse un état des lieux de la connaissance sur les mécanismes directs de transmission monétaire. Ceci permet de mettre en évidence les fondements théoriques de chaque canal. Dans la littérature de tels mécanismes de transmission sont généralement regroupés en cinq catégories. On exposera successivement le canal du taux d'intérêt, celui du crédit, des prix d'actifs, du change, et des effets d'annonce.

1.1.1 Le canal direct du taux d'intérêt

La mise en évidence approfondie de la transmission monétaire traditionnelle, appelée aussi canal du taux d'intérêt, est issue des travaux de Keynes (1936). On peut le schématiser de la façon suivante :

Fig. 1 Le canal direct des taux d'intérêt



Les flèches indiquent le sens de cheminement de la transmission monétaire. Les chiffres 1, 2 et 3 symbolisent les enchaînements qui sont expliqués dans le texte. L'analyse portera essentiellement sur la transmission du monétaire vers le réel (enchaînement 1 et 2).

– 1 – Selon Kashyap, Stein et Wilcox (1993), Christiano, Eichenbaum et Evans (1996), Oliner et Rudebusch (1996), la variable principale de la politique monétaire est le taux d'intérêt

court fixé par la banque centrale. L'intervention de la banque centrale sur le marché monétaire détermine les taux courts. En période de surcapacité productive, la demande de monnaie des agents risquant d'accélérer l'inflation, les autorités monétaires sont tentées de relever les taux courts pour limiter la demande de liquidité. Une politique monétaire restrictive se manifeste donc par une hausse du taux d'intérêt court qui se répercute sur les taux d'intérêt longs.

– 2 – Taylor (1995) positionne le taux d'intérêt réel à long terme comme la variable clé du mécanisme de transmission ici décrit. Le *spread* de termes¹ ou la courbe des rendements lie le taux court (variable monétaire) au taux long (déterminant de la dynamique de la sphère réelle). Cette transmission existe notamment en fonction des anticipations sur la structure par terme des taux d'intérêt.

Initiée par I. Fisher, la théorie des anticipations de la structure par terme des taux d'intérêt suggère que le taux long actuel est égal à une moyenne pondérée des taux courts anticipés. Une hausse des taux d'intérêt aujourd'hui conduit à anticiper que les taux d'intérêt à court terme vont s'accroître. Comme les taux longs actuels sont une moyenne des taux courts futurs, la hausse des taux courts actuels impulsée par la banque centrale se propagent aux taux longs courants.

Toutes choses égales par ailleurs, la remontée des taux longs affecte l'investissement sur la sphère réelle². Une politique restrictive agit sur la structure par terme des taux d'intérêt et peut aller jusqu'à provoquer un retournement de la courbe des rendements. Dans un cas extrême d'ajustement, si cette courbe passe sous l'axe des abscisses, les taux courts deviennent alors supérieurs aux taux longs. Or, contrairement à l'investissement sur la sphère financière, la rentabilité de l'investissement productif (sur la sphère réelle) s'inscrit exclusivement dans une échéance de long terme. Selon l'importance du retournement de la courbe des rendements ou, de manière générale, selon la valeur du *spread* de termes, un effet de répulsion pour l'investissement sur la sphère réelle et d'attraction pour l'investissement financier est observé. Il peut en résulter l'assèchement de la sphère réelle par la sphère financière ; phénomène qui est contraire à la stabilité macroéconomique.

Les entreprises ne sont pas les seules concernées par cette transmission monétaire. Le comportement de dépenses des ménages est modifié à travers une réduction de la consommation

¹Il définit l'écart de niveau entre des taux d'intérêt de maturités différentes. En l'occurrence, c'est la différence entre le taux des obligations d'Etat (indicateur du coût de l'investissement et de la consommation durable) et le taux d'intérêt court de la politique monétaire.

²Selon Keynes (1936), une restriction d'offre de monnaie engendre une hausse du taux d'intérêt à condition que la préférence pour la liquidité ne se réduise pas plus vite que l'offre de monnaie.

Encadré n°1 Les théories explicatives de la courbe des rendements

Gourlaouen (1997) et Mishkin (2004) présentent une revue des théories explicatives des faits stylisés liés à la courbe des rendements. Cette courbe, encore appelée courbe des taux, est la représentation de la différence entre des taux de maturités différentes. Trois faits stylisés y sont rattachés :

– Les taux d'intérêt de maturités différentes varient dans le même sens.

Ce fait est expliqué par la théorie des anticipations sur la structure par terme des taux d'intérêt.

– Si les taux court sont faibles, la courbe des rendements tend à être davantage croissante, que s'ils sont élevés.

Toujours, selon la théorie des anticipations sur la structure par terme, plus les taux d'intérêt sont initialement faibles, plus les agents tendront à anticiper qu'ils vont remonter. Par conséquent, plus les taux courts sont faibles, plus les taux courts futurs (taux longs actuels) seront anticipés supérieurs. La courbe des rendements aura donc plus de chance d'être croissante ; c'est-à-dire que les taux longs seront supérieurs aux taux courts.

– Les courbes de taux sont généralement croissantes.

Pour comprendre ce troisième fait stylisé, il faut se référer à la théorie des marchés segmentés ou à celle de l'habitat préféré. Ces théories offrent une explication à une prime de risque nécessaire pour inciter les agents à se positionner sur des placements de maturités plus longues. La prime de risque joue le rôle de dédommagement au passage d'un segment à un autre des marchés. C'est un dédommagement à l'abandon par l'agent de son segment de marché préféré, c'est-à-dire celui des placements à court terme. La théorie de la prime de liquidité réalise une synthèse des théories précédentes. La préférence pour la liquidité des agents ou leur aversion au risque justifie la supériorité des taux longs sur les taux courts.

notamment de biens durables (y compris l'investissement en logements). L'investissement et la consommation constituent deux composantes essentielles du revenu global. Elles ne sont pas forcément affectées dans une même ampleur. Ceci est à l'origine d'une énigme dont l'objet est de comprendre pourquoi la consommation est plus sensible à la politique monétaire que l'investissement dans certains contextes, alors que dans d'autres l'inverse prévaut. Quel que soit le contexte et les différences d'ampleur de sensibilité, les deux variables réagissent dans le même sens au changement de politique monétaire. Dès lors, à la suite d'une restriction monétaire, toutes choses égales par ailleurs, il faut s'attendre à une réduction du revenu global. Les prix en vigueur sur la sphère réelle s'ajustent en principe à la baisse.

– 3 – En fonction directement de la dynamique du taux d'inflation et du degré de stabilisation macroéconomique, la politique monétaire doit s'ajuster pour permettre une stabilité des prix favorable à une croissance pérenne. En ce qui concerne l'inflation, la banque centrale est sensible non seulement à son niveau, mais aussi à sa variabilité autour de la cible de long terme qu'elle a définie. Quant à la stabilisation macroéconomique, il s'agit de minimiser l'ampleur des fluctuations du cycle d'affaires.

Au niveau de ce canal monétaire traditionnel, deux maillons successifs d'une chaîne de transmission sont identifiés. D'une part, on a une transmission de la variable de politique monétaire au taux d'intérêt long (transmission 1). D'autre part, les fluctuations de taux long influencent l'évolution des variables macroéconomiques réelles (transmission 2). Cela suppose que l'effectivité macroéconomique du canal du taux d'intérêt dépend de l'intensité de la transmission du taux d'intérêt court aux variables réelles transitant par le taux d'intérêt long.

Selon Bernanke et Gertler (1995), la prédominance d'effectivité macroéconomique du canal du taux d'intérêt ne trouve pas de preuve irréfutable. Pour Iturriaga et López (2000), si le canal du taux d'intérêt souligne les relations entre le taux d'intérêt et le coût du capital dans le cadre d'un modèle IS-LM, la coordination entre les taux court et long ne semble pas capter toute la transmission monétaire. En effet, le canal du taux d'intérêt ne permet pas en soi d'expliquer de manière satisfaisante, la raison pour laquelle le pouvoir d'achat des actifs est affecté même à long terme par une modification de la variable de politique monétaire. Par illustrer cet état de fait, Bean, Larsen et Nikolov (2002), rejoignant Bernanke et Gertler (1995), identifient une problématique de la transmission monétaire non clairement expliquée par le canal monétaire traditionnel. Le canal du taux d'intérêt n'offre pas une justification de l'influence persistante de faibles variations des taux d'intérêt courts sur les dépenses en biens

durables et en investissement. La persistance se manifeste par la poursuite des ajustements réels malgré un renversement du sens de variation des taux d'intérêt courts les ayant impulsés.

C'est la raison pour laquelle, selon Meltzer (1995), il est nécessaire de s'intéresser à d'autres canaux de transmission entre la sphère monétaire et la sphère réelle. Il peut s'agir du canal du crédit, des prix d'actifs financiers ou du change. Pour Cecchetti (1995), moins la monnaie est un actif substituable, plus les taux d'intérêt et la rentabilité des projets d'investissement seront sensibles aux variations nominales initiales. Néanmoins, d'un point de vue théorique, dans le modèle IS-LM, l'hypothèse de parfaite substituabilité entre la monnaie et les titres permet de confondre les taux d'intérêt afférents aux deux marchés. Or, le mode de financement de la sphère réelle dépend de l'arbitrage, notamment des agents non financiers (ANF), entre l'utilisation de la monnaie et le recours aux titres. Le relâchement de l'hypothèse de substituabilité entre les titres et la monnaie permet d'appréhender la transmission entre les deux sphères par un autre canal, celui du crédit. C'est la voie suivie par Brunner et Meltzer dès la fin des années 1960. La nécessité de dégager d'autres voies de transmission de la politique monétaire se justifie d'autant plus que selon Angeloni et al. (2003), là où le canal du taux d'intérêt n'est pas effectif, des preuves de l'effectivité du canal du crédit, ou d'une transmission par des actifs financiers existent.

1.1.2 Le canal direct du crédit

Dans l'étude des relations entre les sphères réelle et monétaire, Keynes (1936) se focalise sur la préférence pour la liquidité, en mettant en avant le canal monétaire traditionnel au détriment du canal du crédit. Cependant, dès 1955, Gurley et Shaw donnent une importance primordiale au canal du crédit. Comparativement à l'analyse keynésienne, leur apport réside dans la remise en cause de l'hypothèse de fixité du stock nominal de monnaie. Selon eux, malgré un contrôle de l'offre de monnaie par la banque centrale, les banques secondaires peuvent émettre des substituts à la monnaie au sens étroit. Ceci permet à la fois, de compenser les réductions d'offre monétaire ou les excès de demande, et de lisser l'influence des chocs de politique monétaire sur la sphère réelle. Par conséquent, le canal monétaire traditionnel, centré sur la quantité de monnaie disponible et l'hypothèse de rigidité de son prix, n'est pas forcément le plus important pour comprendre la réalité de la transmission entre la sphère monétaire et la sphère réelle.

En premier lieu, une explication de l'existence du canal du crédit vient de la remise en cause

d'une vision monétariste. Selon celle-ci, à la suite d'un resserrement de la politique monétaire, les variations de portefeuilles des agents n'ont pas d'effet sur la sphère réelle, conformément au théorème de Modigliani-Miller (1958). Les banques n'offrent pas de services spécifiques à l'actif de leur bilan, tandis que la transmission monétaire se traduit au passif par une réduction des réserves et des dépôts. En réalité, la restriction monétaire joue à la fois à l'actif et au passif des bilans bancaires. Selon une logique de multiplicateur de crédit, si l'on se situe du côté de l'actif, la contraction de l'offre monétaire crée une rareté de la liquidité bancaire. Cette dernière réduit l'excédent de monnaie centrale et les réserves libres nécessaires à l'offre de nouveaux crédits. La restriction monétaire provoque une chute des réserves bancaires qui, compte tenu de la relation base-masse monétaire³, engendre la chute des dépôts. Dans cette interprétation (côté passif du bilan), on se situe dans une logique de diviseur de crédit.

En second lieu, compte tenu de l'inefficience informationnelle inhérente aux marchés financiers, les intermédiaires financiers (IF) jouent un rôle spécifique dans l'orientation des fonds de la sphère monétaire vers la sphère réelle. Ce faisant, ils interviennent dans l'allocation des liquidités monétaires. La nécessaire prise en compte des asymétries d'information dans l'accord de fonds prêtables donne au canal du crédit un poids explicatif non négligeable dans la transmission monétaire.

L'inefficience informationnelle intervient quand les prix courants n'intègrent pas pleinement l'information pertinente pour l'anticipation des évolutions futures. Il en résulte un risque de mauvaise évaluation de la rentabilité intertemporelle des projets d'investissement. Compte tenu des coûts d'accès à l'information véhiculés par les prix de marchés, une frange non négligeable d'investisseurs sur la sphère réelle est en réalité *outsider* aux marchés de la finance externe directe. Les multiples innovations financières créent une asymétrie d'information entre ceux qui sont familiarisés à l'évolution des marchés et les autres. Dès lors, contrairement à la notion d'efficience, il devient possible pour certains de réaliser des profits, à partir de l'information disponible. Ceci est d'autant plus vrai que la circulation continue de l'information sur les marchés financiers, accroît la différence de rationalité des placements entre, les agents expérimentés et les moins initiés.

Jaffee et Russel (1976) suivis par Stiglitz et Weiss (1981), transposent l'apport d'Akerlof

³La base monétaire correspond à l'ensemble des réserves bancaires (les réserves obligatoires et les billets émis par la banque centrale). La masse monétaire regroupe les titres de créances négociables, les dépôts émis par les intermédiaires financiers et détenus par les ANF, et les billets détenus par ces derniers. Selon la théorie du multiplicateur de crédit, la masse monétaire égale le produit de la base par le multiplicateur du crédit. La relation base-masse dépend de la stabilité du comportement de demande de dépôts des ANF et de la stabilité de la réglementation sur le taux de réserves obligatoires.

(1970) au marché du crédit, pour témoigner de la contribution des IF à la correction des imperfections des marchés financiers. Cette contribution est possible grâce à leur capacité de traitement de l'information. Les institutions monétaires secondaires permettent des économies d'échelle, en réduisant les coûts de recherche de fonds par des voies alternatives. De plus, les emprunteurs qui souhaitent investir sur la sphère réelle font généralement une demande de financement à long terme, alors que les ANF excédentaires recherchent des actifs liquides de court terme. Dans la rencontre de l'offre et de la demande de fonds prêtables, les IF rendent compatibles les niveaux de liquidité et d'échéance souhaités par les ANF déficitaires et excédentaires, grâce à leur spécialisation dans la transformation financière. Il devient donc difficile de négliger le rôle spécifique des IF dans le financement de l'activité économique réelle. Ceci suppose la distinction entre le financement externe indirect (notamment le recours aux prêts bancaires) et l'utilisation d'autres actifs financiers.

En outre, l'existence du canal du crédit se remarque aussi à travers le phénomène de rationnement du crédit. Dans le recours à la finance externe indirecte, il existe un risque d'antisélection à l'origine d'un surcoût des ressources de financement. Les conséquences peuvent être négatives sur la sphère réelle au niveau de l'investissement et de la consommation de biens durables. Aussi, les chocs de politique monétaire peuvent-ils modifier la rentabilité du service de crédit des banques. Elles sont contraintes d'adapter les conditions d'offre du crédit. Cette adaptation se transmet à la capacité de financement des activités réelles. L'antisélection concerne notamment les petites entreprises qui, généralement, ne font pas l'objet de cotation boursière. La relation inverse existant entre la valeur nette d'un emprunteur et les coûts d'agence⁴ constitue d'ailleurs une justification micro-économique du canal de transmission par le crédit.

Jaffee et Modigliani (1969) définissent en deux volets le rationnement du crédit. D'une part, c'est une situation où, la demande de crédits des ANF est supérieure à l'offre, au taux débiteur déterminé par les banques commerciales. D'autre part, c'est une situation où, même si les emprunteurs acceptent des taux débiteurs élevés, ils n'arrivent pas à satisfaire leur demande de crédits. Clerc et al. (2000) rappellent que les IF tendent à surestimer, en période de croissance économique, la capacité des candidats à l'emprunt à faire face à leurs obligations de remboursement à échéance. Inversement, en période de ralentissement du cycle d'affaires, les IF adoptent un excès de prudence. Ils ne peuvent systématiquement discriminer de manière objective entre, les projets d'investissement viables, et les non rentables à plus ou moins long

⁴Les coût d'agence accroissent le prix du service rendu d'intermédiation financière.

terme. Ces surajustements fondent une dynamique persistante de la transmission monétaire. Cette persistance ne trouve pas d'explication par l'intermédiaire du canal monétaire traditionnel.

Ainsi, de manière consensuelle, il est admis que l'existence du canal du crédit vient de l'incomplétude⁵ du marché des fonds prêtables. En effet, les agents n'ont pas accès à une assurance contre les conséquences de l'inefficience informationnelle. Ils ne sont pas assurés non plus contre les conséquences de leur dépendance à la finance externe indirecte. Si de telles assurances existaient, conformément à une vision monétariste, les arbitrages en terme de modes de détention de fonds ne pourraient influencer l'activité réelle. A ce titre, il n'y aurait pas d'effet réel des changements de politique monétaire transitant par le marché du crédit.

Par conséquent, plusieurs preuves fondent l'existence d'un canal du crédit. Quels sont les chaînes de transmission qui font son effectivité au niveau macroéconomique ?

Le canal du crédit existe sous deux aspects. Le premier traite des flux de prêts à l'intérieur du système bancaire, en insistant sur les conséquences des conditions d'offre de fonds prêtables aux ANF déficitaires ; c'est le canal des prêts bancaires. Le second, appelé canal du bilan, se focalise sur la santé et la structure financière des prêteurs et des emprunteurs, pour mettre en évidence une dimension cyclique et persistante de la transmission monétaire liée au marché du crédit.

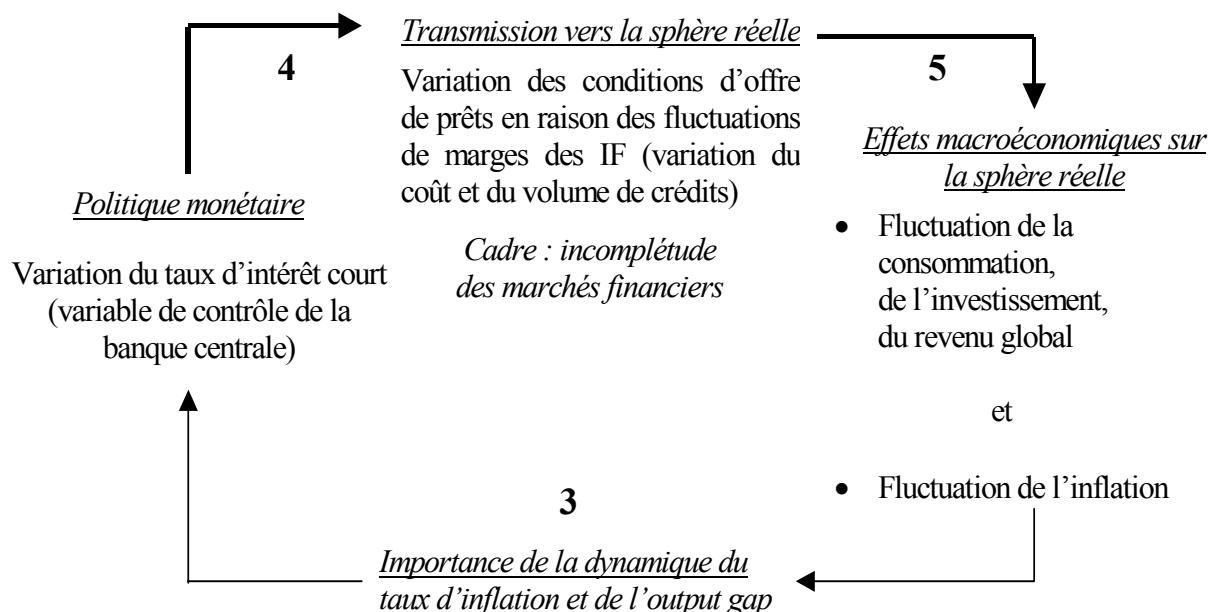
Le canal des prêts bancaires (canal d'offre)

Le canal des prêts bancaires⁶ (*bank lending channel*), stipule qu'en asymétrie d'information, la dépendance des investisseurs au financement bancaire, détermine la transmission des fluctuations monétaires au revenu, par l'intermédiaire des modifications des conditions d'offre de prêts. On peut schématiser le canal des prêts bancaires de la manière suivante :

⁵De manière générale, la complétude des marchés financiers signifie qu'il existe autant d'actifs financiers que de sources de risque dans l'économie.

⁶Il est encore appelé canal du crédit au sens étroit.

Fig. 2 Le canal direct des prêts bancaires



Les flèches indiquent le sens de cheminement de la transmission monétaire. Les chiffres 4, 5 symbolisent les enchaînements expliqués dans le texte conformément au canal des prêts bancaires. L'enchaînement 3 reste le même que celui déjà mis en évidence dans l'exposé du canal des taux d'intérêt.

A ce niveau, les prêts bancaires sont assimilés à des actifs non substituables aux titres. Comme le signalent Tobin (1969), Brunner et Meltzer (1972), il n'existe pas de substituabilité parfaite pour les banques secondaires entre les dépôts et les autres sources de financement.

– 4 – Une contraction monétaire conduit d'une part, à une baisse des dépôts bancaires, et d'autre part, à une contraction des ressources bancaires en raison de la chute de liquidité.

– 5 – Pour recouvrer leur liquidité, les banques vont accroître leurs taux débiteurs, ou réduire le volume de crédits distribués aux entreprises et aux ménages en besoin de financement. Indépendamment des problèmes d'agence, c'est-à-dire en raison de la seule hausse des taux sans risque, les banques répercutent la baisse de marges bancaires sur la clientèle.

Pour Paquier (1994), Kashyap et Stein (1995), Rosenwald (1995), ainsi que Payelle (1996), trois conditions doivent être réunies pour l'existence du canal des prêts bancaires :

– une rigidité nominale à l'origine d'une non-neutralité à court terme de la sphère monétaire sur la sphère réelle ;

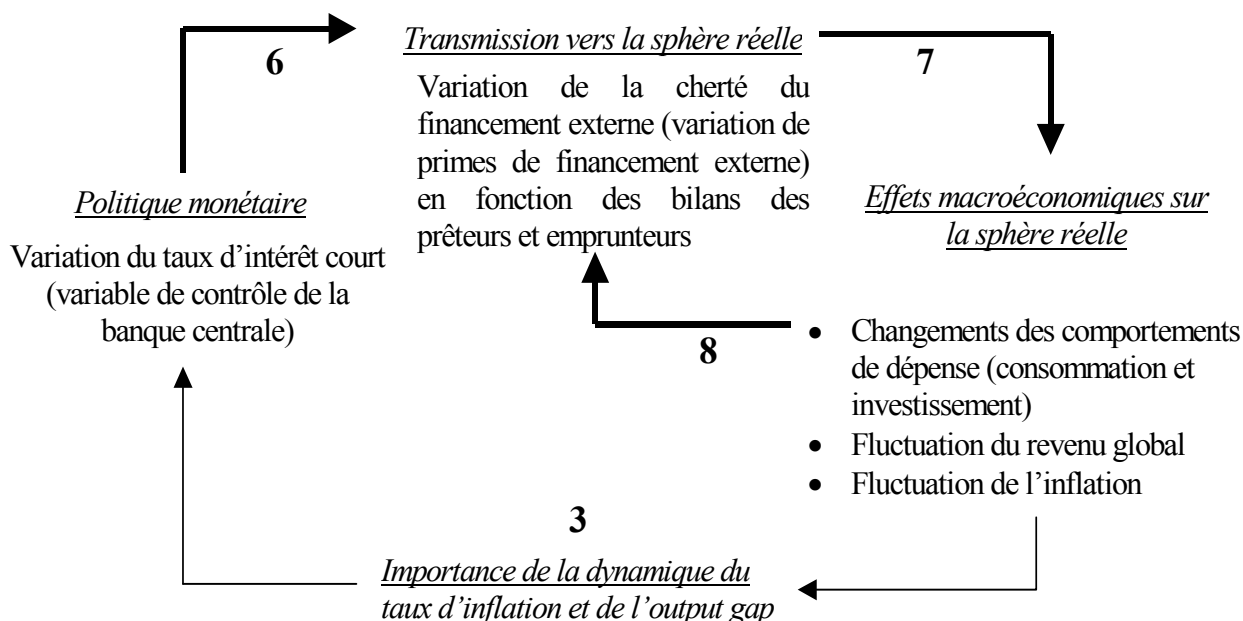
– une segmentation entre *oustiders* et *insiders* à la finance directe justifiant une relative dépendance au financement bancaire des ANF déficitaires ;

– une capacité de la banque centrale à changer les prévisions d'offre de fonds des banques secondaires.

Le canal du bilan ou accélérateur financier (canal de demande)

Selon Von Hagen et Fender (1998), l'accent est de plus en plus mis sur cette composante de la transmission par le crédit, compte tenu de désaccords sur l'effectivité du canal des prêts, notamment sur les deux dernières décennies. Bernanke et al. (1999), ainsi que Carlstrom et Fuerst (2000) sont des références pour comprendre l'accélérateur financier. Le canal du bilan⁷ (*balance sheet channel*) est un canal de demande. En effet, il existe en raison des difficultés des emprunteurs à souscrire à de nouveaux prêts. Ceux-ci font face à des contraintes de bilan qui grèvent leur capacité d'endettement à la suite d'une contraction monétaire. Schématiquement, on peut représenter le canal du bilan de la manière suivante :

Fig. 3 Le canal direct du bilan



Les flèches indiquent le sens de cheminement de la transmission monétaire. Les chiffres 6, 7 et 8 symbolisent les enchaînements expliqués dans le texte conformément au canal du bilan. L'enchaînement 3 reste le même que celui déjà mis en évidence dans l'exposé du canal des taux d'intérêt.

Dans les modèles théoriques de Bernanke et al. ainsi que de Carlstrom et Fuerst, des états dans lesquels il serait préférable pour les emprunteurs de faire défaut coexistent avec d'autres où les emprunts restent rentables à moindre risque. La tâche des IF consiste à identifier dans quel état se situent les emprunteurs candidats aux crédits.

⁷Il est encore appelé canal du crédit au sens large.

– 6 – La restriction monétaire tend à réduire la lisibilité des banques sur le risque de défaut inhérent à quelque demande d’investissement ou de consommation de biens durables. Cette perte de lisibilité est d’autant plus forte que la valeur nette des emprunteurs, c’est-à-dire leur capacité à rembourser ou à souscrire à de nouveaux emprunts, diminue.

– 7 – La perte de capacité d’appréciation du risque conduit les IF à adopter un comportement de prudence. Il se manifeste par une hausse de la prime de financement externe que subiront les emprunteurs. Cette prime crée un écart entre le coût des financements externes et le coût d’opportunité des financements internes. Plus précisément, la réduction de valeur nette est à l’origine d’une divergence potentielle entre les taux débiteur et créateur. Celle-ci est défavorable aux banques secondaires. Elles sont alors incitées à accroître le coût du service d’intermédiation financière.

– 8 – Si la valeur nette des entreprises est procyclique, celle de la prime de financement externe est contracyclique. Dans ce cadre, la réduction de la capacité à solliciter un financement externe tend à se prolonger dans le temps, avec des effets négatifs sur l’investissement productif et le revenu global.

Une restriction monétaire engendre une cherté du remboursement du stock de dette des emprunteurs. La réduction des possibilités de recours à de nouveaux prêts contribue à une chute du *cash flow* des entreprises. Elle limite leur capacité d’accroître à travers le temps leur valeur nette⁸. On retrouve ici les conclusions de Gertler et Hubbard (1988), ainsi que celles de Bernanke et Gertler (1989, 1990), selon lesquelles la restriction monétaire, non seulement alourdit le poids de la dette, mais aussi diminue la valeur actuelle nette des entreprises servant de caution à de nouveaux crédits. Comme le rappelle Mishkin (2001), cette réduction de richesse nette se remarque d’autant plus qu’il existe de l’antisélection et de l’aléa moral sur le marché du crédit. La diminution de valeur nette nourrit l’antisélection, à l’origine en partie d’une baisse du financement de l’investissement sur la sphère réelle. Cette baisse s’explique par le fait que l’augmentation de la prime de financement externe éjecte des emprunteurs du marché de l’offre de fonds prêtables. La diminution de richesse nette oriente leur détenteur vers des placements plus risqués. De tels placements accroissent la probabilité de non-remboursement des emprunteurs ; ceci d’autant plus que la dette à court terme ou à taux variable sert à financer des projets de long terme. Aussi, l’aléa moral est-il renforcé.

⁸Dans un schéma extrême avec une fixation en terme nominal des contrats de dettes, une baisse non anticipée du niveau général des prix à la suite d’une restriction monétaire, accroît la valeur réelle du passif des entreprises sans affecter l’actif.

Les enchaînements 7 et 8 doivent être interprétés comme un cercle vicieux qui s'enclenche une fois l'enchaînement 6 impulsé. L'intensité de ce mécanisme de transmission ne s'atténue que progressivement, même si les variations de taux d'intérêt courts qui l'ont suscité s'inversent.

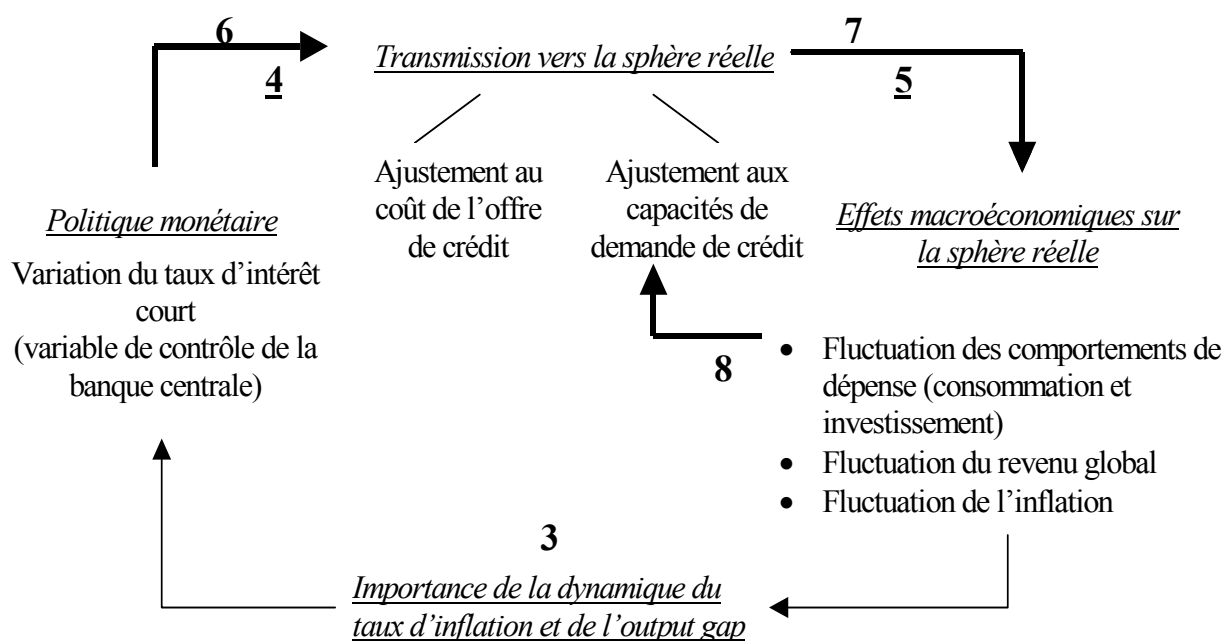
On en déduit que le canal du bilan fournit une dimension persistante à l'influence des chocs monétaires sur la sphère réelle. Seuls les emprunteurs offrant le plus de garantie au regard de leur valeur nette ne sont pas exclus du recours à de nouveaux services d'intermédiation bancaire. En effet, en cas de réduction des cautions servant de garantie, ils gardent une marge de solvabilité intertemporelle leur permettant de rester *insiders* sur le marché des prêts bancaires.

Au niveau de l'accélérateur financier, selon Kyotaki et Moore (1997), s'il s'agit d'investissements intensifs en capital humain, les prêteurs émettront des offres de financement à un coût supérieur à celui du capital physique. Dans les pays industrialisés ou dans certains secteurs économiques, ceci est de nature à amplifier l'effet du canal du bilan. La raison provient de l'impossibilité d'hypothèque du capital humain, contrairement au capital physique. A l'échelle macroéconomique, les conséquences sont les mêmes que celles identifiées par Bernanke, Gertler et Gilchrist (1999). Le montant de l'investissement dépendant de celui de la garantie couvrant la dette, l'accélérateur financier entraîne toujours une persistance des chocs monétaires sur la sphère réelle.

L'existence d'une liaison entre les deux dimensions du canal du crédit semble plausible. La volonté des banques de limiter leur offre de prêts pousse les agents non financiers (ANF) déficitaires à chercher des modes de financement alternatifs au crédit, voire à retarder leur demande de fonds ; l'offre influe sur la demande de crédits. L'incapacité des emprunteurs potentiels à solliciter de nouveaux prêts affaiblit le niveau de l'offre de crédits ; la demande conditionne l'offre. A l'image de l'explication offerte par Kishan et Opiela (2000), la politique monétaire peut donc avoir deux effets rétroactifs sur la demande et l'offre de crédits. Dans ce cadre, sachant que le canal du crédit reste valable comme le canal monétaire traditionnel, à la fois pour les entreprises et pour les ménages⁹, il est globalement schématisé comme suit :

⁹Pour les ménages, l'investissement en logements et la consommation de biens durables remplacent dans le raisonnement la variable "investissement" des entreprises. Même si le sens de variation de ces agrégats est identique à la suite d'un changement de politique monétaire, l'ampleur de celle-ci peut différer. La sensibilité de la consommation des ménages par rapport à celle de l'investissement des entreprises reste indéterminée d'un point de vue théorique.

Fig. 4 Le canal direct du crédit



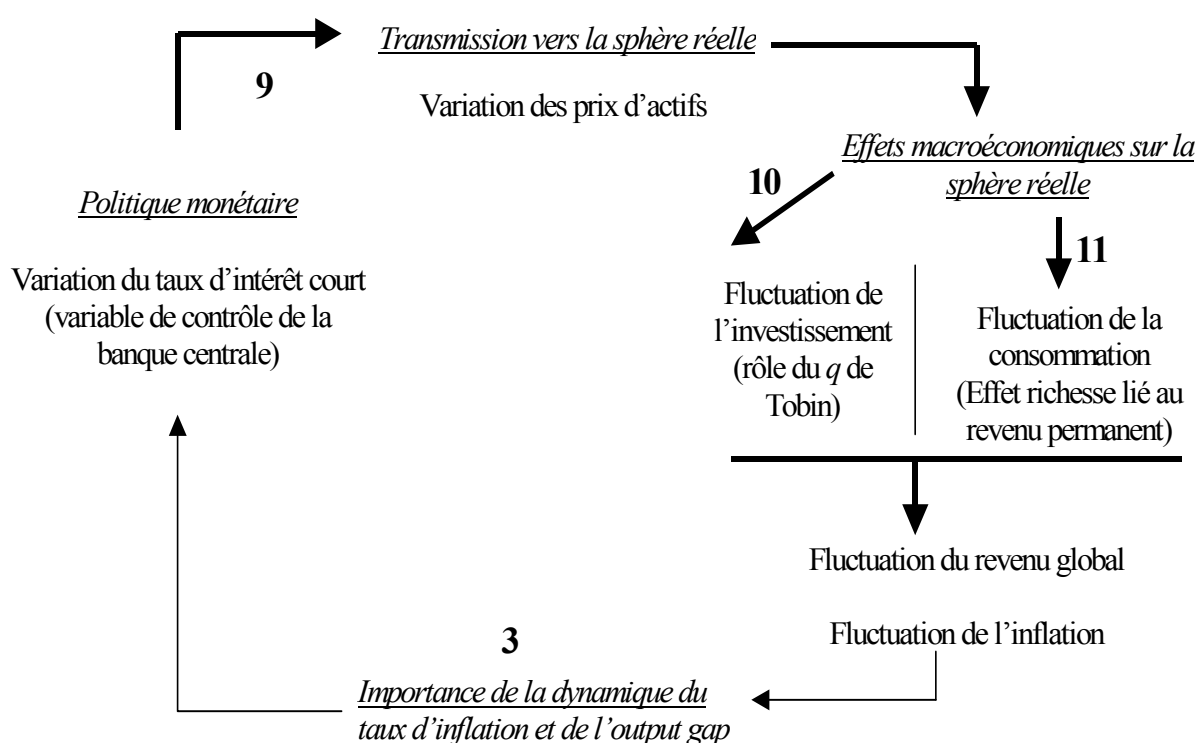
Le canal des prêts bancaires transite par les enchaînements 4 et 5. Le canal du bilan passe par les enchaînements 6, 7 et 8. L'enchaînement 3 reste toujours le même que celui déjà mis en évidence dans l'exposé du canal des taux d'intérêt.

L'effectivité macroéconomique du canal du crédit (canal des prêts bancaires et accélérateur financier) dépend de la structure de financement d'une économie. Plus la part du financement intermédié est importante ou plus la dépendance par rapport au financement bancaire est élevée, plus l'effectivité du canal du crédit est forte. De même, selon Gilchrist et al. (2002), les pays pour lesquels le système bancaire est sous-capitalisé semblent enclins à subir davantage l'accélérateur financier. Cette conclusion est confirmée par les travaux empiriques fondés sur des analyses micro-économiques de données de panel – Kishan et Opiela (2000), Van den Heuvel (2002), Altunbas et al. (2002) –. Ils démontrent que, moins le secteur bancaire est liquide, plus l'amplification des cycles générée par l'intermédiaire du canal large du crédit risque d'être accrue. En effet, le durcissement des conditions d'accès au crédit est d'autant plus fort que la santé du système bancaire dans son ensemble est fragile. Par ailleurs, plus le système productif est lui-même faiblement capitalisé, plus la variabilité du revenu global ainsi que de l'inflation est importante.

1.1.3 Le canal direct des prix d'actifs

Le canal des prix d'actifs peut être exposé en deux volets. Un premier s'attache à la transmission vers l'investissement des entreprises. Un second s'intéresse aux effets de la transmission sur le comportement de consommation intertemporelle des ménages. Ces deux volets s'articulent autour d'une vision à la fois monétariste et keynésienne de la transmission. Globalement, le canal des prix d'actifs peut être schématisé comme suit :

Fig. 5 Le canal direct des prix d'actifs



Le canal des prix d'actifs transite par les enchaînements 9,10 et 11. L'enchaînement 3 reste toujours le même que celui déjà mis en évidence pour les canaux précédents.

– 9 – La restriction monétaire limite de manière générale les disponibilités financières des agents. En terme d'actifs boursiers, cette réduction de ressources financières se manifestent par une baisse de la valeur des titres financiers. Les mécanismes d'ajustement à cette baisse diffèrent selon que l'agent est un investisseur sur la sphère réelle ou un consommateur.

– 10 – Cet enchaînement concerne les entreprises privées. A ce niveau, le canal des prix d'actifs se rattache à une théorie de l'investissement fondée sur le q de Tobin (1969). Ce dernier se définit comme le rapport entre la valorisation marchande des entreprises et le coût de remplacement du capital. L'opportunité d'investir est une fonction croissante du q de

Tobin. En effet, s'il est élevé, le coût de remplacement du capital est modéré par rapport à la valorisation marchande de l'entreprise. Les entreprises peuvent alors émettre peu d'actions pour couvrir un même montant d'investissement. Dans ce cas, plus le q de Tobin est élevé, plus les facilités d'investissement des entreprises privées sont élargies. Selon Mishkin (2001), il s'agit de l'effet des marchés boursiers sur l'investissement.

C'est un canal d'offre, car la rentabilité de l'offre ou de l'émission d'actions par les entreprises devient moins importante, dès qu'une politique monétaire est restrictive. Plus les taux d'intérêt courts augmentent, plus la disponibilité financière des entreprises se réduit. Ceci est interprété sur les marchés financiers comme une moindre capacité à réaliser des profits futurs ; c'est-à-dire que l'on observe une chute des valorisations boursières. Il en résulte une baisse de l'écart entre la valeur des actions et le coût de remplacement du capital, qui devient défavorable à l'investissement sur la sphère réelle.

– 11 – Cet enchaînement concerne les ménages en raison d'un effet richesse et d'un effet de liquidité sur la consommation liés aux modifications de la valeur des placements financiers.

> En terme d'effet richesse, la réduction du patrimoine financier liée à une restriction monétaire, conduit les ménages à augmenter leur épargne au détriment de la consommation présente.

D'après Gilchrist et Leahy (2001), la contrainte budgétaire du consommateur dicte une liaison entre les prix d'actifs et la consommation dans laquelle, plus un agent est riche, plus il consomme. Depuis les théories traditionnelles du cycle de vie d'Ando et Modigliani (1963), du revenu permanent de Friedman (1954), on sait que les dépenses de consommation sont déterminées par les ressources du consommateur tout au long de son cycle de vie. La consommation dépend surtout du revenu permanent. Ce dernier se définit comme l'espérance actualisée du revenu sur le cycle de vie. C'est la somme des revenus réels, courant et anticipé, et de la richesse réelle. La richesse concerne tous les revenus non issus du revenu courant réel. Quand les ménages enregistrent des plus-values sur leur capital accumulé, ils s'enrichissent. Ces plus-values ne font que traduire une révision à la hausse des revenus futurs qu'ils espèrent tirer de leurs actifs. La détention d'actions est donc une composante de la richesse financière intertemporelle du consommateur.

A la suite d'une hausse des taux d'intérêt courts, la baisse des prix d'actions correspond à une perte de richesse qui réduit le revenu permanent et nuit à la consommation présente. La théorie du cycle de vie donne une interprétation macroéconomique du concept de revenu permanent. L'épargne est interprétée comme un instrument de lissage intertemporel de la

consommation. Dans ce cadre, une baisse considérée comme permanente du prix des actifs financiers, modifie la composante richesse du revenu permanent et entraîne une réduction de la propension à consommer ce revenu. Le niveau de consommation courante des agents diminue, tandis que l'épargne pour le futur s'accroît.

> En terme d'effet de liquidité, suite à l'enchaînement 9, les ménages voient s'accroître leur possibilité de détresse financière. Ils peuvent recouvrer leurs disponibilités financières en recherchant des placements plus liquides. Une voie pour y parvenir résulte d'une réduction des souscriptions d'actions.

Selon une conception keynésienne, une hausse de taux d'intérêt liée à la réduction d'offre de monnaie, rend plus attractifs les placements en obligations (plus liquides donc plus sûrs) au détriment de la souscription d'actions nouvelles. C'est l'effet de liquidité sur la consommation des ménages des variations de prix d'actifs engendrées par des fluctuations d'offre monétaire.

L'effet richesse comme l'effet de liquidité sur la consommation des ménages traduisent un canal de demande. L'effet des variations de prix d'actifs boursiers engendrées par une contraction monétaire est transmis à la sphère réelle, en raison d'une moins grande capacité des consommateurs à réaliser des plus-values à partir de la vente d'actifs de long terme.

L'argument de l'enrichissement par les prix d'actifs ne concerne pas que leurs détenteurs. Il existe un effet d'anticipation des ménages de la croissance future au moyen des prix d'actifs. En effet, le revenu et la consommation dépendent aussi des revenus salariaux anticipés. Comme les variations des prix d'actifs modifient leurs anticipations, la consommation des agents ne détenant pas d'actif est aussi affectée. D'une part, la bourse peut aider à anticiper les salaires par l'intermédiaire de la cotation des entreprises. D'autre part, selon Otto (1999), en étant un indicateur de confiance globale de l'économie, elle contribue à la formation des anticipations futures des ménages. Outre son impact sur la richesse, une réduction des prix d'actifs peut donc être interprétée par les ménages comme le signe d'une réduction future de leurs revenus. En ce sens, ils sont incités à reporter leur consommation pour le futur.

Encadré n°2 La transmission par les prix d'actifs immobiliers

La baisse du prix d'une action traduit une chute des dividendes anticipés. Le patrimoine des agents n'est pas constitué que d'actifs financiers. Il peut inclure aussi tout ce qui concerne la propriété immobilière. Si on considère le prix d'un actif immobilier, à la suite d'une restriction monétaire, le bailleur ne pourra plus escompter un accroissement du loyer qu'il peut demander, ou le propriétaire ne pourra espérer un prix de vente du bien immobilier supérieur.

Mishkin (2001) considère que les mouvements de prix d'actifs immobiliers affectent la demande agrégée selon deux voies.

– Dans la première, le coût de financement d'un logement tend à croître sous l'effet d'une restriction monétaire. Ce phénomène correspond à une hausse du prix du logement par rapport à son coût de construction. Dès lors, les entreprises privées, n'auront pas tendance à investir dans l'immobilier. Ceci contribue à une réduction des achats dans le secteur du bâtiment avec des externalités sur des branches économiques connexes. D'après Mc Carthy et Peach (2001), cet effet direct des dépenses en logements apparaît comme une variante du q de Tobin auquel on substitue le ratio prix de l'investissement en logement sur son coût de remplacement. Dès lors, le canal des prix d'actifs immobiliers expliquent pourquoi une restriction monétaire peut être défavorable à l'accroissement du capital physique des entreprises.

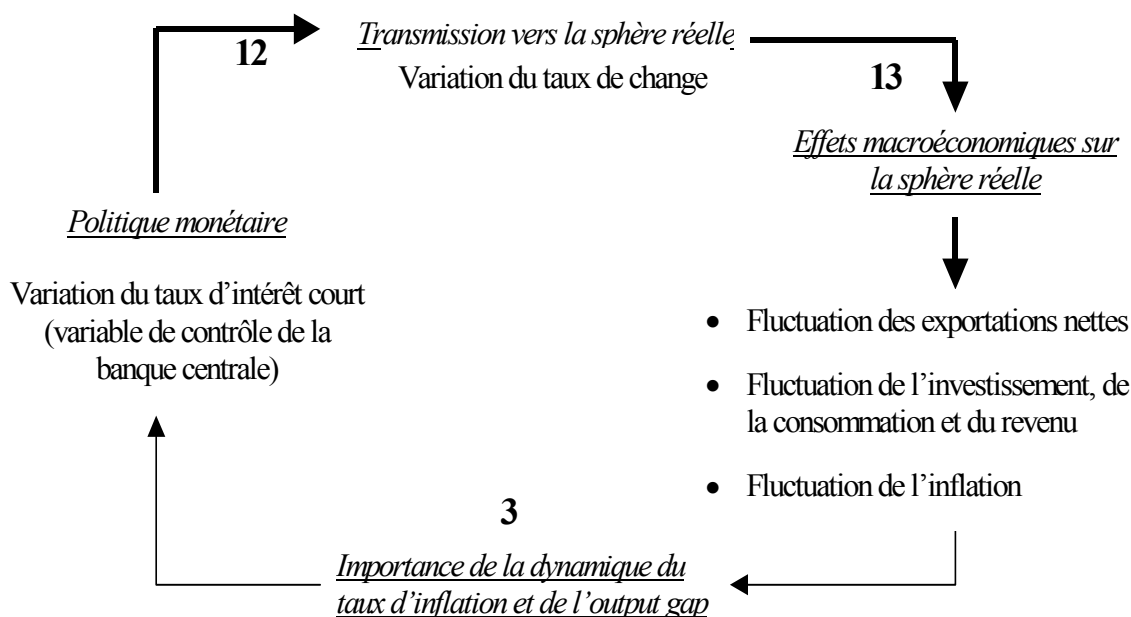
– Dans la seconde voie, le prix du foncier bâti constitue une composante de la richesse des ménages. Il s'agit d'un indicateur d'une capacité financière sous-jacente. Si le prix du logement se réduit, les ménages voyant leur richesse s'amenuiser, lasseront leur consommation intertemporelle, conformément à la théorie du cycle de vie. Comme pour les actifs financiers, la consommation présente de nouveaux biens durables que constituent les logements sera restreinte.

Que ce soient les effets du canal des prix d'actifs sur la consommation et l'investissement, la restriction monétaire reste de nouveau à l'origine d'une modification du revenu global et de l'inflation.

1.1.4 Le canal direct du taux de change

Comme le montrent Obstfeld et Rogoff (1996) ainsi que Taylor (1993), ce canal positionne l'analyse de la transmission à l'échelon international, contrairement aux autres canaux précités qui peuvent être étudiés à l'échelon purement domestique. On peut schématiser le canal du change de la façon suivante :

Fig. 6 Le canal direct du taux de change



Le canal du taux de change transite par les enchaînements 12 et 13. L'enchaînement 3 reste toujours le même que celui déjà mis en évidence pour les canaux précédents.

– 12 – La politique monétaire nationale influence directement la valeur externe de la monnaie nationale, puisqu'une restriction monétaire, manifestée par une hausse du taux d'intérêt, a pour corollaire une diminution du taux de change à l'incertain. Partant, toute restriction monétaire est synonyme d'une appréciation de la monnaie nationale.

– 13 – La variation de valeur de la devise nationale se transmet directement à la sphère réelle en raison de l'effet du taux de change sur le volume d'exportations nettes. En effet, les fluctuations du taux de change affectent négativement l'attractivité des biens nationaux sur les marchés étrangers. Ceci signifie qu'une appréciation du taux de change défavorise les exportations. Inversement, il résulte de la dépréciation du change une moins grande attractivité des biens étrangers sur les marchés domestiques. Aussi, l'accroissement du change à l'incertain défavorise-t-il les importations. On peut obtenir une appréciation de la monnaie nationale potentiellement pénalisante pour le volume d'exportations nettes. Or, en économie ouverte, les exportations nettes font partie intégrante du PIB réel. Le canal du change joue donc à la fois sur la dynamique du revenu global, mais aussi sur l'évolution des prix intérieurs (en fonction du comportement d'achat ou de vente à l'international des résidents).

En réalité, l'influence sur la sphère réelle de l'appréciation du taux de change peut être décomposée en plusieurs effets.

Premièrement, il existe un effet prix immédiat et temporaire. Il se manifeste par le fait qu'à quantités et prix d'exportations et d'importations identiques, l'appréciation améliore la balance courante nationale. Mais cet effet immédiat est supplanté par un effet en sens contraire plus progressif qui caractérise l'effet volume. On s'attend à une détérioration des exportations au profit des importations. C'est l'inertie de comportement des agents (exportateurs, importateurs et consommateurs) qui justifie le décalage temporel entre les effets prix et volume.

Deuxièmement, apparaît un effet prix lié à la réponse des coûts intérieurs face aux évolutions nominales. Toujours sous l'hypothèse d'une appréciation du taux de change issue d'une contraction de la politique monétaire, il peut survenir une inflation exportée. Pour les producteurs nationaux, soit l'appréciation réduit le prix des importations et augmente celui des exportations. Dans ce cas, des pertes de parts de marchés en volume sont à prévoir. Soit c'est une diminution des prix nationaux à hauteur des prix étrangers qui s'opère, et une réduction des marges des producteurs survient à volume identique de commerce international. Selon le degré d'indexation des salaires sur les prix et leur inertie d'ajustement, le tassement des prix des produits importés se propage aux salaires et aux coûts nationaux de production. La maîtrise de l'inflation domestique s'en trouve favorisée.

Le canal direct du taux de change affecte la sphère réelle de manière d'autant plus importante que l'on raisonne en change flexible et que l'économie concernée est ouverte. D'ailleurs, Taylor (2000) démontre que le canal du change joue un rôle d'autant plus important qu'une économie est insulaire (*price taker*) et ouverte.

Compte tenu de sa dimension internationale, le canal du change n'est identifiable qu'avec retard par rapport aux autres canaux de transmission purement domestiques, entre la sphère monétaire et la sphère réelle.

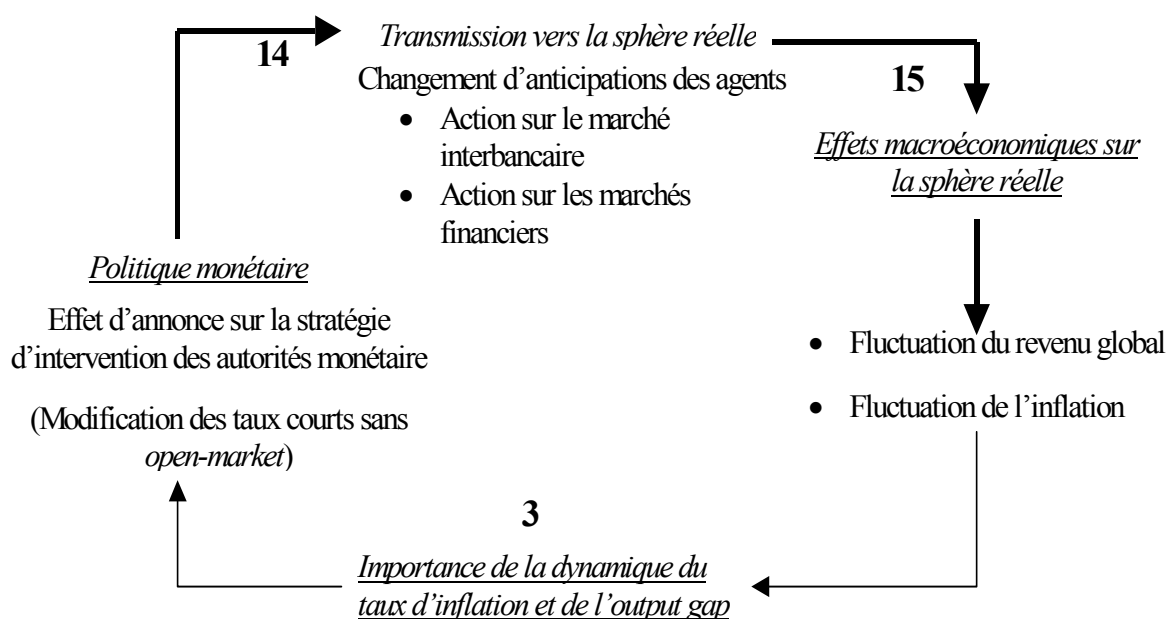
1.1.5 Le canal des effets d'annonce : une transmission récente

Notre analyse s'intéresse principalement aux canaux de transmission exposés précédemment. Toutefois, un canal est apparu plus récemment dans la littérature. Son effectivité reste plus difficile à mesurer. Comme l'objectif est de proposer un nouveau protocole empirique de mesure de l'effectivité des canaux de transmission, il sera mis à l'épreuve sur les canaux plus traditionnellement étudiés. Cela n'empêche pas à ce niveau de l'analyse d'exposer les principes qui régissent le canal des effets d'annonce.

Ce canal se réfère aux mouvements de taux d'intérêt au jour le jour impulsés par des dé-

clarations publiques de la banque centrale. Il n'impose pas les opérations d'*open-market* qu'elle effectue lors de ses interventions traditionnelles de politique monétaire. L'effet d'annonce permet de réduire le coût d'intervention des autorités monétaires. La transmission à la sphère réelle est réalisée seulement grâce à l'influence des effets d'annonce sur les anticipations des agents. En fonction de l'intégration de la menace d'intervention de la banque centrale dans les anticipations, les taux d'intérêt peuvent évoluer dans le sens et l'ampleur souhaitée par la banque centrale. On peut schématiser le canal des effets d'annonce de la façon suivante :

Fig. 7 Le canal des effets d'annonce



Le canal des effets d'annonce transite par les enchaînements 14 et 15. L'enchaînement 3 reste toujours le même que celui déjà mis en évidence pour les canaux précédents.

– 14 – Les effets d'annonce émis par la banque centrale peuvent influencer les anticipations des intermédiaires financiers (IF), des agents non financiers (ANF) et des participants aux marchés financiers.

En ce qui concerne les IF, Demiralp et Jorda (2000) rappellent que la banque centrale peut agir sur les taux d'intérêt au jour le jour des prêts interbancaires, grâce à de simples effets d'annonce sur sa cible de taux des opérations de prêts interbancaires. En modifiant ces taux, les autorités monétaires affectent l'activité des intermédiaires financiers et changent leurs anticipations sur la mise en oeuvre et les effets de la politique monétaire. Si l'effet d'annonce d'une menace d'intervention de la banque centrale est jugée crédible par les IF,

des opérations interbancaires s'effectuèrent avant que la menace d'intervention ne soit mise en oeuvre. Ces opérations aboutiront à un nouveau taux d'intérêt d'équilibre du marché des réserves bancaires. Celui-ci est censé être compatible avec l'équilibre qui aurait prévalu en cas d'intervention officielle de la banque centrale.

Les effets d'annonce affectent aussi les stratégies de placements des agents. Guthrie et Wright (2000) détaillent le mécanisme de fonctionnement du canal des effets d'annonce. La banque centrale utilise sa capacité d'intervenir au moyen d'opérations d'*open-market* comme une menace, afin d'agir sur le taux d'intérêt au jour le jour, s'il dévie de sa trajectoire désirée. Par conséquent, les autres taux à maturités plus longues varieront.

De manière simplifiée, si le taux d'intérêt au jour le jour n'est pas celui escompté par la banque centrale à une date t , elle peut annoncer qu'elle interviendra à la période suivante pour que ce taux corresponde à celui qu'elle désire en $t + 1$. Les investisseurs anticipent en t que le rendement d'un placement arrivant à maturité en $t + 1$ égalisera le rendement souhaité par la banque centrale en $t + 1$. Ainsi, si les anticipations des agents intègrent la menace d'intervention, aucun n'a intérêt en t à offrir des placements au jour le jour arrivant à maturité en $t + 1$, à un taux inférieur au rendement souhaité par la banque centrale. Inversement, personne n'emprunte en t à un taux supérieur au rendement désiré par la banque centrale en $t + 1$. L'intégration dans les anticipations des agents d'une menace d'intervention de la banque centrale conduit les marchés à être équilibrés au niveau de taux d'intérêt désiré par les autorités monétaires.

La banque centrale par sa menace d'intervention modifie le taux d'intérêt courant au jour le jour. Les anticipations des agents portent sur une menace future de modification de taux au jour le jour. En raison de la théorie des anticipations de structure par terme, la menace de la banque centrale modifie aussi les taux d'intérêt à maturités différentes. Le résultat est l'obtention de niveaux de taux d'intérêt dans l'économie similaires à ceux qui seraient obtenus si la banque centrale était intervenue en $t + 1$ de manière effective, par une opération traditionnelle d'*open-market*.

Dans la littérature, l'effectivité des effets d'annonce est analysée à partir d'études événementielles. Il s'agit de vérifier comment, immédiatement après une annonce de la banque centrale, les taux d'intérêt à maturités différentes et les prix d'actifs réagissent. Les analyses de Thorbecke (1997), Bonser-Neal, Roley et Gordon (1998), Woodford (2000), Taylor (2001), Demiralp et Jorda (2002), Andersson, Dillen et Selling (2006) sont assez explicites à ce sujet. Il existe une grande variété de mesures de l'effet d'événements politiques, mais toutes conclu-

ent à l'effectivité du canal des effets d'annonce généralement à très court terme, à condition que la politique monétaire soit jugée crédible. En l'occurrence, les prix d'actifs réagissent à la publication de données liées à la politique monétaire. Les effets d'annonce sont donc bien interprétés comme une information supplémentaire pertinente fournie aux marchés financiers.

– 15 – Le résultat de l'enchaînement 14 est une modification des variables de transmission des différents canaux monétaires traditionnels. On fait référence aux taux d'intérêt long en raison de l'affectation de la courbe des rendements. Il s'agit aussi des changements de conditions d'offre de crédit, car l'activité d'intermédiation financière est influencée par les effets d'annonce de la politique monétaire. La rentabilité anticipée des projets d'investissements sur la sphère réelle peut être également perturbée par la menace d'un revirement de politique monétaire. Les prix d'actifs fluctuent en conséquence. Enfin, les effets d'annonce peuvent avoir des implications sur la valeur monétaire externe de la monnaie nationale, compte tenu de la rentabilité anticipée du commerce international et de l'attractivité anticipée des dépôts en devises étrangères.

Les effets d'annonce peuvent donc impulser des mécanismes d'ajustement relatifs aux autres canaux de transmission, sans que la banque centrale ait à effectuer une intervention autoritaire de politique monétaire. Les enchaînements de la transmission monétaire n'existent qu'en fonction de l'efficacité de la stratégie de communication de la banque centrale.

Cependant, l'effectivité du canal des effets d'annonce est instable dans le temps. Elle est fonction du mobile qui pousse les autorités monétaires à émettre une nouvelle information. Tout dépend si la banque centrale cherche à réagir à un écart à sa cible finale, à une information sur la performance économique, à des changements de réserves bancaires. Quelle que soit la motivation réelle de l'effet d'annonce, la banque centrale doit l'utiliser avec minutie. A chaque impulsion de ce canal, il faut que l'information désirée comme pertinente, puisse être jugée comme telle par l'ensemble des agents. Ceci fait référence à la crédibilité de la politique monétaire. Si elle n'est pas considérée comme crédible, l'information introduite par la banque centrale ne sera pas jugée comme importante par les agents. Dans ce cas, la banque centrale sera obligée d'exercer sa menace d'intervention. Elle le ferait à partir d'instruments traditionnels, mais à un coût supérieur à celui qu'elle aurait subi si elle était intervenue sans effet d'annonce dès le départ.

Comme le succès d'un effet d'annonce dépend de la crédibilité de la politique monétaire, les banques centrales accordent de manière croissante depuis vingt ans, une grande importance à la transparence des décisions qu'elles prennent. Selon Amato, Morris et Shin (2003), ceci

est possible grâce à l'indépendance des autorités monétaires. Elles sont tenues responsables des résultats de la politique monétaire. Afin d'évaluer leur action, elles doivent communiquer davantage publiquement sur leurs stratégies politiques et sur leurs résultats sur la sphère réelle par rapport aux cibles finales.

En résumé, cinq grands canaux directs de transmission existent théoriquement pour expliquer la transmission des changements de politique monétaire à la sphère réelle. La connaissance théorique sur les canaux directs de transmission semble faire l'objet d'un large consensus. Ces canaux présagent d'interconnexions possibles entre eux. Par exemple, le canal des effets d'annonce semble impulser des mécanismes agissant à l'intérieur des autres canaux de transmission. Par ailleurs, à l'intérieur du canal du crédit, il existe une étroite interdépendance entre le canal d'offre des prêts bancaires, et celui de la demande lié aux contraintes sur les bilans des agents. La possibilité de liens de complémentarité entre les mécanismes directs de transmission est à l'origine d'une transmission monétaire induite. La section suivante s'attachera à étudier les fondements théoriques des mécanismes induits de transmission monétaire.

1.2 La typologie de la transmission induite de la politique monétaire

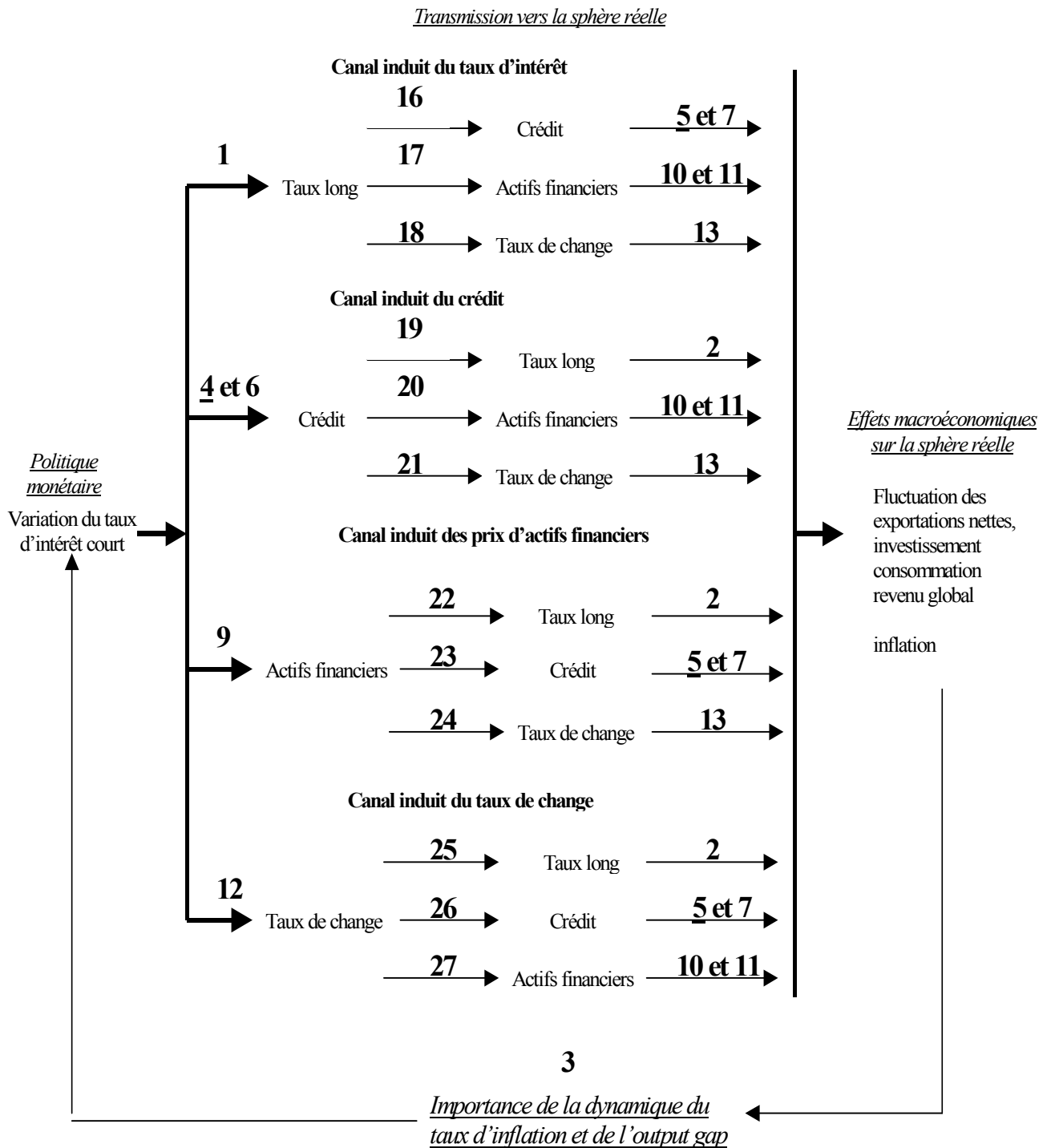
La transmission directe fait référence aux mécanismes transitant par une seule variable entre le choc de politique monétaire et son effet sur la sphère réelle. L'ajustement de la sphère réelle à la sphère monétaire peut se réaliser par l'intermédiaire d'une chaîne de transmission constituée de plusieurs variables de transmission directe. La chaîne de transmission monétaire n'est donc plus directe. Elle se caractérise par une impulsion liée à une transmission allant de la variable de politique monétaire à une première variable de transmission. Cette première variable liée à l'impulsion monétaire initiale, détermine le nom du canal monétaire induit. L'impulsion initiale influence une deuxième variable de transmission. C'est cette dernière qui sera l'origine de la propagation de l'impulsion initiale à la sphère réelle. Par conséquent, la différence entre les canaux monétaires directs et induits réside dans le nombre de variables de transmission. Dans le premier cas, la liaison entre l'impulsion et la propagation de la politique monétaire vers la sphère réelle, est réalisée par une seule variable. Dans le second cas, la variable recevant l'impulsion initiale de la politique monétaire diffère de celle qui la propage à la sphère réelle. Ceci nécessite une liaison entre ces deux variables de transmission relevant de mécanismes directs différents. Ces mécanismes directs se complètent et créent de nouveaux mécanismes de transmission, qualifiés d'induits.

L'objet de cette section est de partir des mécanismes directs de transmission¹⁰, pour mettre en évidence les fondements théoriques des canaux induits. Il en résulte que la seule transmission directe est insuffisante pour appréhender l'intégralité de la transmission monétaire.

A partir d'un schéma récapitulatif de tous les mécanismes induits possibles, on exposera successivement le canal induit du taux d'intérêt, du crédit, des prix d'actifs, du taux de change. Le schéma est le suivant :

¹⁰On ne s'intéresse pas au canal des effets d'annonce. On s'attache aux seuls canaux suivants : canal du taux d'intérêt, canal du crédit avec ses deux volets (prêts bancaires et accélérateur financier), canal des prix d'actifs boursiers, canal du change.

Fig. 8 Les canaux induits de politique monétaire



Les enchaînements nouveaux par rapport à ceux exposés dans la section précédente sont : 16 à 27.

1.2.1 Le canal induit du taux d'intérêt

– **1, 16, (5 et 7)** – Toutes choses égales par ailleurs, une restriction monétaire se traduit par une hausse des taux d'intérêt courts puis longs. L'anticipation d'une hausse des taux longs réduit la rentabilité escomptée des projets d'investissement sur la sphère réelle et accroît le coût anticipé de la consommation courante notamment en biens durables. Or, l'investissement comme la consommation font en partie appel à la finance intermédiée, en raison d'une demande de liquidités des ANF déficitaires. Par conséquent, compte tenu de l'anticipation de possibilités réduites de retour sur investissement des ANF, les IF doivent réévaluer le coût d'accès aux fonds prêtables, pour protéger leur viabilité financière. Ils peuvent réduire de manière anticipée le volume de crédits distribués, ou compenser les pertes futures par une hausse courante du coût du crédit, avant la constatation effective de la réduction de solvabilité des emprunteurs. Cette liaison entre le canal du taux d'intérêt et du crédit est d'autant plus forte qu'il y a de l'antisélection et de l'aléa moral au moment de la contraction de politique monétaire. En effet, dans ce cas de figure extrême, la hausse du coût d'éligibilité au financement externe ne contribue plus à améliorer la capacité des prêteurs à discriminer qualitativement les emprunteurs. Bien au contraire, ceci est de nature non seulement à fragiliser la santé du système financier, mais aussi à réaliser le ralentissement anticipé de l'activité réelle. Elle peut même le prolonger.

En fonction de la pression concurrentielle sur le marché des fonds prêtables, la hausse du coût de financement externe peut perdurer au-delà du temps de restriction monétaire. Cette hausse qui participe initialement à une protection contre un risque de fragilisation financière, en devenant persistante, devient un outil d'accroissement des marges bancaires.

Aussi, existe-t-il une transmission des effets de la politique monétaire à la sphère réelle qui agit par un canal induit du taux d'intérêt, dans la mesure où ce sont les mouvements du *spread* de termes qui se propagent aux conditions d'offre du crédit et aux anticipations sur les capacités d'emprunt. L'existence de ce mécanisme induit de transmission conduit Bernanke et Gertler (1995) à déclarer qu'il est vain de rechercher un arbitrage entre le canal du taux d'intérêt et celui du crédit, à partir d'une présumée autonomie parfaite du canal du crédit par rapport au canal du taux d'intérêt. Plus qu'un complément, le canal du crédit apparaît comme un amplificateur du canal du taux d'intérêt.

– **1, 17, 10 et 11** – Le taux d'intérêt long représente le prix de la consommation future relativement à la consommation présente. Selon une conception néoclassique, le taux

long est une prime de renonciation à la consommation présente. A la suite d'un choc de politique monétaire restrictif, une hausse du taux d'intérêt court se transmet au taux long, conformément à l'impulsion du canal direct des taux d'intérêt. Ceci pousse les consommateurs à substituer la consommation présente à la consommation future. Or, le canal des prix d'actifs s'appuie en partie sur un lissage intertemporel de la consommation des ménages, en fonction du cycle de vie et du revenu permanent. On perçoit donc l'idée selon laquelle l'impulsion de l'enchaînement 1 contribue à l'enchaînement 17. En effet, en fonction des anticipations des agents, l'effet richesse explicatif du canal des prix d'actifs intervient cette fois-ci de manière induite. Il n'est pas enclenché directement par une variation effective de la valeur des actifs financiers, mais par une modification du coût intertemporel des dépenses impulsée par la hausse des taux longs.

On assiste aussi à une baisse des possibilités d'investissement, à cause d'une réduction anticipée des capacités réelles futures à réaliser des profits. La hausse des taux longs correspond à une cherté supplémentaire du capital. Elle est à l'origine d'une anticipation par les marchés d'une dégradation des conditions de production. Il en résulte une chute anticipée des prix d'actifs boursiers. En fonction des anticipations des agents, il est possible d'observer un rejet pour la souscription d'actions au profit d'une liquidité de précaution. Ceci rend donc compte d'un effet de liquidité déjà observé au niveau du canal des prix d'actifs, mais qui est ici initié de manière indirecte par la hausse des taux longs et non par la réalisation de la baisse de la valeur des actifs.

Dans cette complémentarité entre les canaux des taux d'intérêt et des prix d'actifs, on reste conforme aux enseignements de Gordon et Shapiro (1956). D'une part, le taux d'intérêt long est lui-même un indicateur d'enrichissement, au même titre que les prix d'actifs. Il est donc logique d'obtenir des liaisons entre ces deux indicateurs. D'autre part, une légère remontée du taux d'intérêt long, servant à actualiser des dividendes futurs anticipés, influence négativement les prix d'actifs. L'interaction entre ces deux canaux permet de comprendre pourquoi, lorsqu'une variation de la courbe des rendements est en partie absorbée par l'économie réelle, celle-ci continue de réagir à cette variation comme si cette dernière persistait.

– **1, 18, 13** – Bryant, Hooper et Mann (1993), ainsi que Taylor (1993), mettent en avant l'idée selon laquelle le canal du change considère celui des taux d'intérêt. Supposons toujours une restriction monétaire à l'origine d'une hausse du loyer de l'argent. Cette hausse se transmet aux taux de maturités différentes, conformément à la théorie des anticipations sur la structure par terme des taux d'intérêt. La hausse des taux nationaux par rapport

au taux d'intérêt international encourage les dépôts en devises nationales au détriment des dépôts en devises étrangères. Les agents réalisent des ajustements de portefeuilles afin de maintenir leur niveau de richesse. Ces ajustements peuvent modifier l'équilibre du marché des changes, d'autant plus que la substituabilité entre placements en devises étrangères et placements domestiques est forte. Les entrées nettes de devises étrangères apprécient la valeur externe de la monnaie nationale. En change flexible, la modification du niveau de liquidité nationale affecte à la fois les capacités d'investissement, de production et de consommation sur la sphère réelle.

Cette transmission entre les taux d'intérêt et le taux de change autorise Taylor (1995) à affirmer que la transmission monétaire doit être modélisée à partir des prix de marchés (le taux de change, les taux d'intérêt court et long). Les variations des taux d'intérêt nominaux ont donc des effets en terme réel sur les taux d'intérêt d'échéance plus longue et sur le taux de change. Ces effets dépendent des anticipations des agents et de la structure de portefeuilles de placements. A court terme, le taux de change est affecté. Ceci entraîne des conséquences sur les composantes du PIB réel – exportations nettes, consommation, investissement –. A long terme, en fonction de l'ajustement lent des salaires et des prix, les taux d'intérêt et du change réels retourneront à leurs valeurs fondamentales.

Dans ce mécanisme de complémentarité entre les canaux des taux d'intérêt et du taux de change, on se situe dans le triangle d'incompatibilité de Mundell. Il définit la situation selon laquelle on ne peut avoir à la fois : la fixité du change, la liberté des mouvements de capitaux et l'autonomie de la politique monétaire nationale.

1.2.2 Le canal induit du crédit

– **4 et 6, 19, 2** – A la suite d'une restriction monétaire, toutes choses égales par ailleurs, la hausse du coût du crédit ajoute un élément de cherté d'accès au capital (taux d'intérêt long). De plus, elle décourage la part de consommation présente financée par le crédit. La hausse du coût du crédit contribue à l'anticipation de l'augmentation de la prime de renonciation à la consommation présente (le taux d'intérêt court futur). Aussi, identifie-t-on un mécanisme de transmission induit par le canal du crédit. Il transmet les variations nominales à la sphère réelle grâce à une impulsion allant du taux court actuel vers le crédit. Cette impulsion renforce la hausse des taux d'intérêt longs qui existe dans la transmission directe du canal du taux d'intérêt. La variation des taux longs propage la transmission aux variables réelles : le revenu global (par le biais de l'investissement et de la consommation) et l'inflation.

– **4 et 6, 20, 10 et 11** – Cassola et Morana (2002) expliquent qu’il existe une forte présomption d’interdépendance entre les canaux du crédit et des prix d’actifs. Ce constat s’applique aux *outsiders* comme aux *insiders* à la finance directe, même si ces derniers sont moins soumis aux aléas de la transmission monétaire directe par le canal du crédit. Depuis James (1987), on sait que les marchés boursiers valorisent positivement la durée et la qualité d’une relation contractuelle entre une entreprise en besoin de financement et sa banque. Ceci s’explique par le fait que l’accord régulier de crédits par sa banque principale constitue un élément rassurant favorable à l’anticipation de profits futurs. Les marchés financiers prennent en compte le fait que toute distribution de prêts est censée être assujettie à une évaluation des capacités de remboursement. Aussi, les mécanismes animant le canal du crédit peuvent-ils influencer ceux du canal des prix d’actifs.

A cause d’une restriction monétaire, un accroissement des difficultés d’emprunt se traduit sur les marchés financiers par un retournement des anticipations de profits futurs. Ce renversement de tendance fait chuter la valeur des actions. Ainsi, la transmission monétaire passe par un canal induit du crédit. Les variations du taux d’intérêt court affectent d’abord l’offre de crédit (impulsion du canal direct du crédit). Cette impulsion se transmet aux prix d’actifs financiers. Leurs fluctuations se propagent alors aux variables réelles (propagation du canal direct des prix d’actifs).

Les évolutions décrites précédemment restent valables pour les ménages. En effet, sous l’hypothèse d’une hausse des taux d’intérêt courts, les ménages voient les IF durcir à leur égard l’offre de crédits, d’autant plus que les possibilités de remboursement ne sont pas garanties. Les restrictions d’accès à de nouveaux crédits poussent les consommateurs à vendre plus tôt que prévu leurs actifs, afin de maintenir leur niveau de liquidité. Dans cette optique, la vente prématurée d’actifs est équivalente à une offre à prix réduit. Dès lors, la chute du volume de crédit ou la hausse de son coût entraîne une chute des prix d’actifs financiers.

– **4 et 6, 21, 13** – Une dégradation des conditions d’accès au crédit pour les entreprises peut se propager à la valeur externe de la monnaie nationale. Tout dépend de la structure productive de l’économie ; s’il s’agit d’une économie à degré d’ouverture élevé. Le financement de l’activité réelle nécessite en partie un recours au crédit. Toutes choses égales par ailleurs, si l’accès au crédit est restreint, les possibilités de nouveaux investissements seront réduites d’autant. La capacité à exporter devient plus limitée. Dès lors, l’impulsion initiale de transmission monétaire aboutissant à une dégradation des conditions d’emprunt va amplifier le canal direct des taux de change, si l’économie a une structure productive très dépendante

du commerce international.

1.2.3 Le canal induit des prix d'actifs financiers

– **9, 22, 2** – La hausse des taux d'intérêt courts liée à la restriction monétaire est à l'origine de la réduction des prix d'actifs financiers. Compte tenu des effets richesse, cette baisse contribue à l'apparition du prime de renonciation à la consommation présente. Les taux longs comme les prix d'actifs financiers sont des indicateurs d'enrichissement des agents. La hausse des taux longs ne s'explique donc pas seulement par un effet direct des taux courts sur les taux de maturités plus longues. Il faut considérer un effet induit transmis par la réduction des prix d'actifs financiers.

L'effet de liquidité lié à la transmission par le canal direct des prix d'actifs conduit les agents à reporter leur choix de placements sur des actifs plus liquides. A quantité identique d'obligations, la demande augmente. Il en résulte une hausse des taux des obligations. Compte tenu de la structure par terme des taux d'intérêt, la hausse se propage aux taux longs.

Si les prix d'actions se réduisent et que les taux longs s'accroissent de manière différée, alors le q de Tobin peut se réduire de manière plus significative que lors d'une transmission par l'intermédiaire du canal direct des prix d'actifs. Il en résulte des effets négatifs sur l'activité économique réelle.

– **9, 23, 5 et 7** – Selon Bernanke et Gertler (1995), le canal des prix d'actifs complète aussi celui du crédit. En effet, la valorisation boursière est une variable explicative de la valeur nette d'une société cotée. La capacité de l'entreprise à trouver des moyens pour financer son activité productive est fonction en partie de sa valorisation boursière. Or, une baisse des cours boursiers faisant suite à un choc nominal restrictif, réduit la valeur nette des entreprises. Cette baisse de capacité de financement tend à évincer de l'accord de crédits les entreprises victimes de la chute de leurs cours boursiers. Elles présentent moins de garanties pour l'accord de crédits, d'autant plus qu'il existe de l'antisélection au niveau de l'accord de fonds prêtables.

On peut parler d'un effet richesse de la dette que l'on retrouve également chez les consommateurs. En effet, ceux-ci voient leur richesse varier en fonction des fluctuations des prix d'actifs qu'ils détiennent. Or, la richesse constitue un élément supplémentaire au revenu du travail courant des ménages. Dès lors, si cette richesse doit s'amenuiser, la capacité des ménages à s'endetter auprès des établissements de crédit sera réduite. De plus, face à une réduction de la richesse, les consommateurs peuvent aussi retarder d'eux-mêmes leur consom-

mation présente, en limitant leur recours à de nouveaux crédits. C'est un effet richesse induit. Il agit à travers le canal des prix d'actifs en transitant par le canal du crédit.

Les mécanismes animant le canal des prix d'actifs peuvent impulser le canal de l'accélérateur financier. La chute de valeur des éléments pouvant servir de garantie lors d'un financement externe indirect, est de nature à accroître la prudence des IF face au risque de défaut des emprunteurs. La chute des prix d'actifs peut être à l'origine d'un surplus de prime de financement externe. La sphère réelle se trouve affectée par des mécanismes similaires à ceux identifiés au niveau du canal direct du crédit, sauf qu'ici, il s'agit d'un canal induit des prix d'actifs transitant par le crédit.

– **9, 24, 13** – A la suite d'une restriction monétaire entraînant une chute des prix d'actifs financiers, les porteurs d'actions peuvent se détourner des entreprises nationales pour privilégier des prises de participation dans des sociétés étrangères. Ceci correspond à une fuite de capitaux qui a un effet sur la balance des paiements d'une économie. Ainsi, les mouvements de prix d'actifs impulsés par la politique monétaire peuvent se transmettre au canal du change. Ce dernier propage la transmission monétaire à la sphère réelle.

1.2.4 Le canal induit du taux de change

– **12, 25, 2** – L'interdépendance entre le marché monétaire et celui du taux de change ne se fait pas dans un seul sens. On a mis en évidence un canal induit du taux d'intérêt transitant vers la sphère réelle par l'intermédiaire de variations du taux de change. Il existe aussi un canal induit en sens inverse. En effet, dans le cas d'une contraction monétaire à l'origine d'une appréciation du change, on peut observer une modification de la valeur des placements des détenteurs de fonds. Cette modification des plus-values potentielles dépend de la répartition entre placements en monnaie nationale et en devises étrangères. En fonction des anticipations sur la rentabilité des différents placements et, compte tenu des fluctuations nominales, des ajustements sur les devises dans lesquelles sont libellés les placements sont possibles. Leur but est de maintenir la rentabilité des investisseurs à travers le temps. Ceci affecte la valeur relative des taux d'intérêt nationaux par rapport aux taux équivalents à l'international. Il en résulte des effets sur le coût national des investissements sur la sphère réelle et sur celui de la consommation intertemporelle (traduit par les taux d'intérêt longs). On obtient donc les fondements théoriques à une transmission induite du canal du change. Les fluctuations du taux de change impulsées par la politique monétaire affectent la sphère réelle par l'intermédiaire de

fluctuations des taux d'intérêt longs.

– **12, 26, 5 et 7** – Il existe un effet du taux de change sur les bilans des agents. La restriction monétaire due à une hausse des taux courts est à l'origine d'une appréciation de la valeur externe de la monnaie nationale, conformément au mécanisme d'impulsion du canal direct des changes. Ceci crée une dégradation anticipée du commerce international auquel participe une frange d'entreprises exportatrices. Les IF accordent du crédit en fonction de l'évaluation qu'ils font des capacités des emprunteurs à rembourser. En fonction du degré d'ouverture de l'économie, et en raison de l'appréciation du change, la frange d'entreprises exportatrices peut subir une dégradation de leur cotation par les IF pour l'accord de nouveaux crédits. L'impulsion monétaire véhiculée au taux de change pénalise donc les anticipations d'exportations nettes. La valeur nette anticipée des entreprises est réduite, d'autant plus que le degré d'ouverture du pays est important. De manière induite, l'accès à de nouveaux emprunts devient plus délicat, en raison d'une prudence des IF face à la dégradation anticipée des capacités à rembourser. L'excès de prudence est parfois à l'origine d'un rationnement non optimal dans l'accord de crédits. Conformément aux mécanismes directs dans le canal du crédit, cette prudence se manifeste chez les IF par une prime de financement externe trop forte, une hausse du coût du crédit. A ce niveau, l'amplification de l'impulsion monétaire initiale (vers le taux de change) existe notamment en raison de l'accélérateur financier. Celui-ci est défavorable à l'accord de nouveaux crédits nécessaires à l'activité économique réelle.

– **12, 27, 10 et 11** – Sous l'hypothèse d'une évolution de la variable de contrôle de la politique monétaire à l'origine d'une appréciation du change, des ajustements de portefeuilles entre placements en monnaie nationale et en devises étrangères peuvent s'opérer. Tout dépend des anticipations des agents sur les rendements des différents placements. La valeur des actifs nationaux peut être affectée. Les mécanismes de transmission monétaire identifiés pour le canal direct des prix d'actifs s'enclenchent. La différence ici vient du fait que ces mécanismes sont eux-mêmes initiés par une modification de l'équilibre sur le marché des changes, en raison d'une évolution des taux d'intérêt court (impulsion du canal direct du change).

La dimension induite de la transmission monétaire repose sur l'existence de liens de complémentarité entre les différents canaux directs. Plus précisément, des mécanismes d'impulsion de la transmission monétaire se transmettent à des mécanismes de propagation des fluctuations nominales à la sphère réelle. L'impulsion et la propagation relèvent de mécanismes différents de transmission directe. Les mécanismes induits existent en grande partie grâce aux

anticipations des agents concernant les effets potentiels de la politique monétaire sur la sphère réelle.

Des rétroactions sont possibles entre les canaux directs des taux d'intérêt, du crédit, des prix d'actifs et du change. Dès lors, la transmission monétaire présente une complexité largement sous-estimée par les seuls fondements théoriques des canaux directs. Il y aurait un renforcement mutuel des mécanismes directs. Cela signifierait que l'effectivité des canaux induits est supérieure à celle des canaux étudiés séparément. Au total, abstraction faite du canal des effets d'annonce, à partir de la complémentarité entre les canaux directs de transmission, on peut dénombrer douze mécanismes de transmission monétaire induite.

La question de la mesure de l'effectivité empirique des canaux de transmission se pose alors. Pour rendre compte de toute la complexité de cette transmission, il faut pouvoir mesurer l'intensité macroéconomique des mécanismes à la fois directs et induits.

1.3 Le traitement empirique de la transmission monétaire en question

L'existence théorique d'une complémentarité entre les canaux directs de transmission complexifie la compréhension de l'influence de la politique monétaire sur la sphère réelle. La connaissance théorique ne permet pas de trancher l'importance relative des différents mécanismes par lesquels la politique monétaire peut influencer la sphère réelle.

Ceci implique la nécessité d'une méthode empirique de hiérarchisation des mécanismes de transmission. L'objet de cette section est de poser les arguments en faveur de cette hiérarchisation. Elle peut relever de l'établissement de la structure des interactions des chaînes effectives de transmission à court et à long terme. Elle peut aussi être fondée autour d'une hiérarchisation de l'effectivité de mécanismes de transmission. Dans ce dernier cas, compte tenu des problèmes méthodologiques posés, l'idée d'un nouveau protocole de mesure de l'effectivité s'impose.

Dans un premier temps, on exposera les doutes relatifs à la transmission monétaire que la connaissance théorique ne permet pas de trancher. Dans un second temps, on avancera la nécessité d'une hiérarchisation des mécanismes de transmission. De là, on fera état des difficultés méthodologiques pour une mesure de l'effectivité macroéconomique de la transmission.

1.3.1 Les doutes empiriques relatifs à la transmission monétaire

Les économistes nourrissent des doutes sur l'effectivité macroéconomique de certains canaux de transmission. Ceci signifie que, même si par un raisonnement micro-économique on peut toujours trouver des éléments de justification et des preuves de l'existence d'un canal de transmission, cela n'implique pas systématiquement, qu'à l'échelon macroéconomique, ce canal soit perceptible statistiquement.

Tout d'abord, la prédominance relative des canaux de transmission n'est pas tranchée théoriquement. Même si le canal du taux d'intérêt est le premier à avoir fait l'objet d'analyses approfondies, selon Bernanke et Gertler (1995), il n'existe pas de preuve absolue selon laquelle, ce canal impulserait véritablement tous les autres. Rien ne prouve théoriquement que son effectivité est supérieure.

En outre, le canal du taux d'intérêt est impulsé grâce à la structure par terme des taux d'intérêt d'une économie. Les mécanismes de transmission constitutifs de ce canal existent toujours grâce à la transmission du taux d'intérêt court, déterminé par la banque centrale,

aux autres taux de maturités plus longues. Il est admis que, plus le différentiel de termes est important, plus l'effectivité de la politique monétaire a des chances d'être faible. Ceci s'explique par le fait que les fluctuations des taux d'intérêt longs ne sont pas exclusivement le résultat de la politique monétaire. Plus la maturité des taux d'intérêt est longue, plus les effets de cette politique interagissent avec d'autres facteurs sur lesquels les autorités monétaires n'ont pas d'emprise directe. Dès lors, l'effectivité du canal du taux d'intérêt n'est pas forcément garantie, si les changements de politique monétaire ne font pas partie des déterminants clés de l'évolution des taux d'intérêt long.

Des doutes sur l'effectivité macroéconomique du canal du crédit sont à l'origine d'une controverse. Elle oppose ceux qui pensent que l'importance de ce canal a fortement chuté, et ceux qui défendent l'idée selon laquelle il continue à jouer un rôle majeur dans la transmission monétaire, mais sous des formes nouvelles.

Des facteurs historiques nourrissent les doutes sur l'effectivité macroéconomique du canal du crédit. Ils résultent des déréglementations et innovations financières qui sont apparues sur les vingt-cinq dernières années. Par exemple, aux États-Unis, le canal des prêts pourrait sembler moins puissant, car la réglementation des vingt-cinq dernières années n'impose plus l'obligation de constitutions de réserves, préalablement à la distribution de crédits. Edwards et Mishkin (1995) signalent que, depuis les années 1970, les banques jouent un rôle moins important sur le marché du crédit, en terme d'orientation des disponibilités financières vers l'activité économique réelle. La déréglementation financière et les innovations de produits font émerger une banque universelle moins contrainte en terme d'offre de fonds nécessaires à l'investissement productif, ainsi qu'en terme de réserves et de dépôts bancaires. A ceci s'ajoutent des règles prudentielles relatives aux bilans bancaires. Elles tendent à limiter l'impact macroéconomique potentiel du canal du crédit. Selon Romer et Romer (1990), tout effet restrictif de la politique monétaire peut être contrecarré par les substituts liquides aux réserves traditionnelles, tels que les certificats de dépôt... , et à l'émission d'actions notamment pour les entreprises privées. L'ajustement des IF à la politique monétaire n'est plus astreint à des variations de coût ou de volume de crédits distribués. Dans ce cadre, une réhabilitation, même partielle, du théorème de Modigliani-Miller, pourrait paraître de plus en plus plausible. Les déréglementations et les innovations financières permettent une réduction de l'effet sur la sphère réelle des variations des conditions d'offre de prêts liées à la politique monétaire. D'ailleurs, selon Duffrenot et al. (2003), le marché du crédit étant imparfait, les banques secondaires ne répercutent pas intégralement les chocs initiés par la banque centrale. Elles contribuent plutôt

à lisser la transmission à la sphère réelle des impulsions initiées par la politique monétaire. Avec les dérèglementations, les innovations financières mais aussi technologiques, les coûts de transaction et de recherche d'offres de financement sont enclins à diminuer. L'efficience et la complétude des marchés de fonds prêtables devraient être accrues.

Cependant, Kashyap et Stein (1994) démontrent qu'en dépit des évolutions observées sur la sphère monétaire, notamment depuis les années 1980, le canal des prêts continue d'opérer. Il faudrait donc tempérer les doutes portant sur la persistance macroéconomique du canal du crédit, malgré les arguments plausibles d'Edwards et Mishkin (1995). Des preuves statistiques microéconomiques existent. Selon Kishan et Opiela (2000), Altunbas et al. (2002), l'existence du canal des prêts bancaires dépend de la taille des banques et surtout de leur niveau de capitalisation. En effet, par une approche en données de panels sur bilans bancaires, Kishan et Opiela démontrent que, dans le cas du Système Monétaire Européen, quelle que soit la taille des banques, celles qui sont sous-capitalisées sont davantage sensibles aux variations de politique monétaire. Selon Kashyap et Stein (1995, 1997), dans le cas des Etats-Unis, cette sensibilité est observable en fonction des différences de taille de l'actif des banques et de leur liquidité.

Par ailleurs, comme le formalisent Bernanke et Blinder (1988) dans un modèle IS-LM avec marché du crédit, sous l'hypothèse de contraction monétaire, les emprunteurs *outsiders* à la finance externe directe sont contraints de limiter leurs investissements. Toutes choses égales par ailleurs, cela affecte négativement le revenu global. En effet, une restriction monétaire s'accompagne d'une baisse des réserves ainsi que des dépôts bancaires. La moindre liquidité bancaire induit des conditions défavorables à la distribution de crédits, car la réduction des réserves transmet la restriction monétaire de la banque centrale aux banques secondaires. La baisse de volume de prêts distribués transmet la restriction monétaire des banques secondaires à la sphère réelle. Ceci demeure peu propice à l'investissement réel et à une hausse du revenu national. Il en découle, *ceteris paribus*, que l'effectivité macroéconomique du canal du crédit est fonction des ajustements des *outsiders* à la finance externe directe comparativement aux *insiders*. Les premiers doivent restreindre ou retarder les dépenses finançant leurs activités sur la sphère réelle, d'autant plus que les IF sont assujettis à une valeur minimale de réserves réglementaires et à des règles prudentielles sur la qualité des emprunteurs. Inversement, les *insiders*, bénéficiant de modes de financement alternatifs, sont moins enclins à modifier leur volume d'activité sur la sphère réelle. Dans l'ajustement à la politique monétaire, des effets macroéconomiques de compensation sont concevables entre *insiders* et *outsiders*, sans pour

autant être certains et systématiques. A ce titre, la complémentarité théorique entre les canaux du crédit et des prix d'actifs enseigne que, la valorisation boursière est une fonction croissante d'une bonne relation contractuelle dans le cadre de la finance intermédiée. De même, une bonne évolution des prix d'actions peut être une des garanties dans l'accord d'un crédit. Au total, il résulte de l'agrégation des effets réels du canal du crédit sur les *insiders* et *outsiders*, une indétermination de son effectivité macroéconomique. Pour autant, ce n'est pas à cause de cette indétermination qu'il faut conclure hâtivement à une disparition de tout rôle joué par le canal du crédit dans la transmission monétaire au plan macroéconomique.

Un facteur supplémentaire susceptible de faire varier l'effectivité du canal du crédit réside dans la structure d'endettement de l'économie. Si les ANF ont tendance à se financer à taux fixes, la politique monétaire devrait avoir moins d'impact sur la sphère réelle via les mécanismes de crédit. En effet, une fois l'engagement passé avec une institution financière, les taux étant immuables, le temps de la relation contractuelle, les changements de politique monétaire ne remettent pas en cause les termes de l'engagement. Les évolutions de politique monétaire ne sont effectives que pour les engagements futurs. Par contre, si les ANF se financent à taux variables, le canal du crédit devrait être plus effectif à l'échelle macroéconomique. Les taux variables étant renégociables, les IF peuvent moduler plus facilement leur offre de prêts, fondée sur une relation contractuelle passée, présente et future, en fonction des changements de politique monétaire. De même, dans leur stratégie de financement, les ANF peuvent plus facilement être réactifs aux évolutions nominales.

En ce qui concerne les doutes relatifs au canal des prix d'actifs, il faut s'appuyer sur les analyses de Blanchard et al. (1990). Le manque d'évidence de l'effectivité macroéconomique du canal des prix d'actifs s'explique par la réaction non permanente des entreprises à une variation de leurs valorisations boursières. Elles ne sont pas contraintes d'ajuster systématiquement le niveau de leurs investissements sur la sphère réelle. Elles peuvent décider plutôt de restructurer leur stratégie de financement. Par exemple, en cas de hausse de leur valorisation boursière, les entreprises peuvent chercher à acquérir de nouveaux actifs financiers pour devenir plus autonomes financièrement, au lieu d'accroître le montant de leurs investissements productifs. A l'instar du canal du crédit, de fortes divergences de modes d'ajustement peuvent exister à l'échelle micro-économique. Elles introduisent un élément d'incertitude quant à l'effectivité macroéconomique du canal des prix d'actifs.

De plus, il faut tenir compte de l'inefficience des marchés financiers, et plus exactement

de l'inefficience par rapport aux valeurs fondamentales¹¹. Cette inefficience permet de comprendre une incertitude supplémentaire sur l'impact sur l'activité réelle des changements d'anticipations et de stratégies des investisseurs, à la suite d'une variation des prix d'actifs. Sachant que les valorisations boursières peuvent être déconnectées de leur sous-jacent réel, les entreprises n'ont pas forcément intérêt à calquer en permanence leur stratégie d'investissement sur les évolutions des cours boursiers. Par ailleurs, de même que pour les taux longs du canal du taux d'intérêt, les actifs boursiers évoluent en fonction d'autres facteurs exogènes aux décisions de la politique monétaire. Tous ces éléments réunis font qu'une variation d'origine nominale n'est pas systématiquement perçue comme déterminante sur l'évolution des prix d'actifs. Dans ce cas, les ajustements sur la sphère réelle, identifiés théoriquement dans le cadre du canal des prix d'actifs, peuvent ne pas être effectifs sur le plan macroéconomique.

En ce qui concerne l'impact sur la consommation des évolutions des prix d'actifs liées à la politique monétaire, des doutes existent également. En effet, le patrimoine financier ne constitue généralement pas l'élément essentiel à court terme du revenu des ménages. Les variations de consommation sont davantage gouvernées par l'évolution des salaires. D'ailleurs, la constitution d'un patrimoine financier est le plus souvent dépendante du niveau de salaire. Il en résulte que les ménages ne réagissent pas systématiquement aux effets de court terme de la politique monétaire.

En outre, tous les ménages ne sont pas détenteurs d'un patrimoine financier. La part du patrimoine financier dans la richesse variant entre les différents ménages, l'impact global du canal des prix d'actifs sur la consommation reste *a priori* indéterminé.

L'effectivité macroéconomique du canal des prix d'actifs et du crédit semble devoir dépendre fortement de la structure de financement des dépenses sur la sphère réelle. Plus précisément, le poids de la finance intermédiée par rapport à la finance directe, le degré de concurrence entre les IF, la structure de la dette à taux fixes (difficilement renégociables) ou à taux variables, sont autant d'éléments susceptibles d'influer sur l'effectivité macroéconomique des canaux de transmission de la politique monétaire.

Les doutes relatifs à l'effectivité macroéconomique du canal du taux de change s'affichent dans les travaux de Bean et al. (2002). Il existe une forte présomption que la transmission des variations du taux de change aux prix domestiques est imparfaite. En effet, des comporte-

¹¹L'inefficience par rapport aux valeurs fondamentales ne découle qu'en moyenne à long terme de l'inefficience informationnelle. On a une différence de terme entre les deux types d'inefficience. On peut concevoir que l'inefficience par rapport aux valeurs fondamentales est une traduction macroéconomique de l'inefficience informationnelle.

ments de marges des firmes peuvent absorber les fluctuations du change, de sorte que les effets sur les prix nationaux des variations nominales ne soient pas perceptibles à l'échelle macroéconomique. L'ampleur de la variation des prix des produits nationaux est d'autant plus forte qu'ils intègrent totalement la variation du taux de change, et non les mouvements de marges. Face aux variations du taux de change, l'agrégation des comportements des entreprises crée un doute sur l'effectivité macroéconomique du canal du change.

Néanmoins, depuis l'instauration officielle des changes flexibles dans les années 1970, le canal du change pourrait paraître incontournable. Cette éventualité est d'autant plus plausible, que l'économie contemporaine se caractérise par des interdépendances transnationales. Une seule certitude est que la transmission monétaire par le taux de change dépend fortement du degré d'ouverture de l'économie, et des stratégies d'ajustement des entreprises en terme de commerce international.

Plusieurs facteurs entretiennent un doute sur l'effectivité des mécanismes de transmission. Cependant, la connaissance de ces effectivités empiriques et de la manière dont elles interagissent peut être utile en terme de politique économique.

1.3.2 La nécessité d'une hiérarchisation de l'effectivité des mécanismes de transmission

A partir de la compréhension théorique de ces mécanismes, il apparaît une multitude de chemins possibles par lesquels les variations nominales peuvent se propager aux variables réelles. Il n'existe pas cependant d'arguments théoriques permettant de désigner les canaux ou mécanismes de prédilection de la transmission de la politique monétaire. Si on reste au niveau théorique, on ne peut rien dire sur la stabilité à travers le temps de l'effectivité des canaux de transmission. L'existence empirique de chaque mécanisme dégagé théoriquement doit être prouvée, pour savoir comment opère réellement la propagation des fluctuations liées à la politique monétaire. Ceci doit être fait en distinguant la transmission de court terme de celle de long terme.

Une meilleure connaissance des mécanismes effectivement à l'œuvre pourrait aider à établir un guide intertemporel de la politique monétaire spécifique à l'économie étudiée. Ceci peut être utile plus particulièrement dans une stratégie de règle de politique monétaire. Les autorités régulatrices pourraient mieux identifier les mécanismes importants pour l'atteinte de leur cible finale. Une meilleure crédibilité politique peut ainsi être espérée. En effet, connaître

parfaitement les cheminements de la transmission, permet de mieux déterminer la stratégie pour parvenir aux cibles finales de la politique monétaire. Un gain d'efficacité de cette politique peut en résulter. C'est dans la mesure où les décisions politiques sont considérées comme crédibles, que la stabilisation macroéconomique favorable à une croissance durable peut être obtenue.

Au-delà des doutes identifiés précédemment, la meilleure connaissance empirique de la transmission monétaire s'impose d'autant plus que, les effets de la transmission ne sont pas exactement les mêmes selon le terme de raisonnement. A court terme, la minimisation de l'*output gap* et de la variabilité de l'inflation importent pour la banque centrale. A long terme, la maîtrise du niveau de l'inflation devient un enjeu central. Globalement, le but est de stabiliser l'économie et d'assurer une croissance la plus proche possible de la capacité potentielle de l'économie. Rien n'indique théoriquement que les canaux de transmission qui agissent à court terme, sont les mêmes que ceux qui sont effectifs à long terme. Dans le même ordre d'idée, les mécanismes effectifs sur le PIB ne sont pas forcément ceux qui influencent la variabilité de l'inflation ou le niveau général des prix. Des mécanismes de transmission peuvent être effectifs sur l'*output gap* ou le taux d'inflation à court terme. D'autres peuvent l'être que sur le niveau général des prix à long terme. Certains mécanismes peuvent *a priori* avoir une effectivité équilibrée sur le revenu global et les prix, aidant de la sorte à gérer le *trade off* de la politique monétaire. Ainsi, connaître l'effectivité des canaux de transmission pourrait permettre à la banque centrale de se focaliser sur les mécanismes conformes à l'objectif final qu'elle cible à plus ou moins long terme.

Tout dépend des dynamiques du revenu global et des prix au moment où la banque centrale doit prendre sa décision. On perçoit donc l'idée que les fondements théoriques de la transmission monétaire ne doivent pas être pris comme des éléments qui existent de manière similaires sur tous les contextes économiques. Il s'agit de fondements à l'existence potentielle de mécanismes de transmission. Seulement toutes les économies ne partent pas, à un instant t , d'un même handicap d'*output gap* ou d'inflation. Les anticipations des agents n'aboutissent pas forcément à la même ampleur ni à la même vitesse de la transmission monétaire à la sphère réelle.

L'importance relative des différents mécanismes de transmission peut être lue de deux manières complémentaires qui fondent leur hiérarchisation.

En premier lieu, théoriquement, il existe des liens de complémentarité entre mécanismes

directs de transmission. La seule transmission directe ne fournit qu'une explication incomplète de la propagation des fluctuations nominales liées à la politique monétaire. Il faut prendre en compte l'ensemble du réseau de chaînes de transmission allant de la variable de politique monétaire à la sphère réelle. La hiérarchisation des canaux de transmission consiste alors à établir une structure de l'interaction entre ces canaux. Cette hiérarchisation doit permettre de visualiser à la fois, les mécanismes directs et induits qui sont effectifs. Il faut éliminer les mécanismes qui ne sont pas effectifs, dans l'ensemble des mécanismes théoriquement possibles. Ceci suppose une méthode permettant de prouver l'existence d'un mécanisme de transmission.

En second lieu, rien n'indique *a priori* que les effectivités de deux canaux de transmission, dont l'existence est préalablement démontré, sont de même niveau. Au-delà de la hiérarchisation par structure, il faut une hiérarchisation par effectivité des mécanismes constitutifs de cette structure de transmission. Ceci suppose une méthode de mesure de l'effectivité de la transmission.

Les deux hiérarchisations couplées permettraient de définir par niveau d'effectivité la structure macroéconomique des interactions entre canaux de transmission. On obtient ce que l'on qualifiera de structure hiérarchique de l'effectivité de la transmission monétaire. Celle-ci doit être établie à court et à long terme, selon que l'effectivité affecte le PIB, la variabilité de l'inflation ou son niveau.

La seule connaissance théorique de la transmission monétaire ne suffit pas à contribuer à la meilleure lisibilité dans la mise en œuvre de la politique monétaire. Il est indispensable de passer au niveau empirique. A ce titre, des études sur l'effectivité empirique des canaux de transmission existent, mais elles comportent des insuffisances qu'il s'agit d'exposer.

1.3.3 L'effectivité empirique de transmission : les limites méthodologiques

De manière générale, pour tous les mécanismes de transmission, si l'objet consiste seulement à démontrer l'existence d'un canal, les analyses micro-économiques peuvent suffire. Néanmoins, des sophismes de composition¹² peuvent apparaître à l'échelon macroéconomique. Ils rendent la mesure de l'effectivité empirique incertaine. En effet, l'effectivité micro-économique apparaît davantage comme une condition nécessaire mais non suffisante de l'effectivité macro-économique.

¹²Les fluctuations macroéconomiques ne peuvent pas toujours être résumées comme une simple somme de fluctuations microéconomiques.

A titre d'exemple, concernant le canal du crédit, une difficulté de mesure existe dès lors qu'il s'agit de dissocier le canal de demande du canal d'offre, à l'échelle macroéconomique.

"Il est extrêmement difficile d'effectuer un test empirique qui aurait définitivement séparé le canal étroit du crédit du canal large. Pour cette raison, nous sommes plus sûrs de l'existence du canal du crédit en général que nous le sommes de notre capacité à distinguer nettement les deux mécanismes" – traduit de Bernanke et Gertler (1995, p. 42) –.

Devant cette difficulté, les auteurs tendent généralement à éluder la mesure macroéconomique pour s'attacher à dégager des preuves d'effectivité du canal du bilan à l'échelle microéconomique. Pour cela, on utilise des échantillons de bilans d'entreprises ou d'intermédiaires financiers répartis selon la taille et la liquidité. L'objectif est de voir dans quelle mesure les caractéristiques micro-économiques des prêteurs et des emprunteurs, créent des divergences d'effectivité entre agents. On part du principe que, si de telles divergences existent, on ne peut réfuter l'existence du canal du crédit ; plus précisément on admet qu'il a un effet sur l'activité économique réelle. Cependant, l'agrégation des divergences micro-économiques d'effectivité reste en suspens. On n'écarte pas le risque de réaliser des sophismes de composition.

Par conséquent, la mesure de l'effectivité macroéconomique des canaux de transmission ne doit faire l'objet d'aucun doute en terme de résultats macroéconomiques. Même s'il existe les liens micro de la macro, la mesure macroéconomique ne doit être confondue avec une mise en évidence micro-économique de la transmission.

Les tentatives de mesure d'effectivité des canaux de transmission laissent entrevoir une autre limite importante. Elle fonde la nécessité d'un nouveau protocole pour étudier l'effectivité empirique de la transmission monétaire à l'échelle macroéconomique.

Un problème se pose dans le traitement du court et du long termes, sachant qu'il est impératif de discuter séparément de ces deux dimensions temporelles de la transmission monétaire. L'effectivité est généralement mesurée à partir de fonctions de réponses des variables réelles aux chocs sur la variable de politique monétaire. Ces réponses impulsionnelles sont issues de modèles estimés en temps discontinu. Par conséquent, une lecture historique du temps discontinu est réalisée. Le temps est discontinu dans la mesure où l'intervalle de base du raisonnement est la fréquence de saisies statistiques des données. La plupart des études sur la transmission utilisent des données trimestrielles, éventuellement mensuelles et plus rarement annuelles.

Se pose alors la question de savoir à quel moment précis du temps, on peut marquer la

frontière entre le court et le long terme. Plus précisément, quel est le nombre de périodes de décalage entre le choc monétaire et la réponse sur la sphère réelle, qui doit être comptabilisé comme relevant d'un effet à court terme de la politique monétaire. Hakkio et Rush (1991) posent de manière générale cette difficulté dans le cas des relations cointégrées¹³. Une telle frontière entre le court et le long terme historique serait laissée à la discrétion du modélisateur. Ceci suppose un conditionnement des résultats d'interprétation à une hypothèse forte. Il s'agit de la fixation *ad hoc* d'une durée de temps du court par rapport au long terme. Concernant spécifiquement la transmission monétaire, il n'y a pas de consensus sur la durée de temps à partir de laquelle, on peut dire que l'on sort d'une réponse de court terme de la sphère réelle au choc monétaire, pour rentrer dans une réponse de long terme.

En outre, rien n'indique que la vitesse de réponse reste la même pour tous les canaux, et pour tous les mécanismes de transmission constitutifs d'un même canal. Si le but est de comparer l'intensité de réponses relevant des différents mécanismes de transmission à court ou à long terme, la lecture historique du temps discontinu peut conduire à un mélange de réponses des deux horizons temporels. De la sorte, on risque des comparaisons fallacieuses des effectivités à court ou à long terme entre les mécanismes de transmission.

L'utilisation du temps discret ou discontinu constitue en soi une approximation. La plupart des économistes font l'hypothèse implicite que cette approximation n'a que peu d'importance par rapport aux autres simplifications contenues dans la théorie et la modélisation. Il est vrai que les agents économiques ne modifient pas en permanence leurs décisions. Néanmoins, ce n'est pas parce que des phénomènes économiques se réalisent de manière discrète, qu'il faut en conclure que la lecture discontinue du temps est forcément plus appropriée. Sims (1987), Mc Crorie et Chambers (2005) rappellent que sur séries temporelles, l'inférence statistique à partir de modèles en temps discret dépend de l'unité de temps de référence. Sur données discrètes, il faut toujours s'interroger sur l'unité de temps la moins coûteuse en terme de perte d'information. Selon Christiano et Eichenbaum (1987), on est absolument certain de l'inférence réalisée, si l'unité de référence équivaut à l'intervalle de temps séparant les décisions des agents de leur réalisation. Dans le cas contraire, un problème d'agrégation temporelle peut se poser. Il se définit quand la fréquence des données utilisées est trop longue pour mettre en évidence toute l'évolution temporelle d'un phénomène économique. Par exemple, cela signifie qu'observer des réponses impulsionnelles à partir d'un modèle estimé en données trimestrielles,

¹³En temps discret, la frontière entre le court et le long termes historiques peut varier selon les variables concernées par les impulsions et les fonctions de réponses étudiées.

n'implique pas qu'elles soient équivalentes aux fonctions de réponses obtenues sur le même modèle en fréquence annuelle. Il s'agit d'un argument fortement défavorable au recours à des données discrètes, car les interprétations de l'économiste sont relatives à la fréquence des données dont il dispose.

Encadré n°3 L'intérêt d'un raisonnement en temps continu

Le passage au temps continu offre plus de possibilités de modélisation, ainsi qu'une plus grande précision. En s'inspirant de Gandolfo (1993), il est possible d'avancer quatre principaux avantages à travailler en temps continu.

– Il serait fortuit d'avoir une parfaite synchronisation de toutes les prises de décisions des agents économiques. La discontinuité des changements de décision n'implique pas que les agents prennent les mêmes décisions au même moment. Or, les données statistiques sont le résultat d'un grand nombre de décisions prises par des agents différents. Il pourrait alors être plus réaliste de travailler en temps continu.

– Ceci est possible car les estimateurs en temps continu sont invariants dans leur résultat à l'intervalle de temps de référence. Travailler en temps continu garantit d'obtenir des paramètres estimés identiques, que l'on raisonne sur des données mensuelles, trimestrielles ou annuelles. Le temps continu assure la résolution du problème d'agrégation temporelle.

– En temps continu, une analyse des ajustements économiques est toujours possible entre deux points du temps caractérisés par un changement d'état (variation de stratégie des agents, changement de pente de variables économiques...). Il n'y a aucune perte d'information sur les processus d'ajustement entre deux états de l'économie. Ceci peut être particulièrement utile quand l'objet d'étude implique des décalages temporels, notamment dans un lien de cause à effet. Dans ce cas, on peut évaluer avec une réelle précision les sentiers et les vitesses d'ajustement. Au niveau de la transmission monétaire, l'idée serait alors de mieux appréhender le *timing* de la politique monétaire. On pourrait retracer la dynamique de la transmission, avec une précision supérieure aux réponses impulsionnelles. Ceci offre une plus grande capacité d'orientation de la politique économique, car la précision des simulations ou des prévisions réalisées est significativement accrue.

Malheureusement, l'ensemble des avantages attestés d'un raisonnement en temps continu, s'obtient au prix d'une complexification importante des calculs. Modéliser en temps continu suppose de manier des équations différentielles et des intégrales, là où le temps discret nécessite de simples différentiations et des sommes. C'est la raison pour laquelle, en économie, les applications empiriques en temps continu restent assez peu nombreuses, même si les premiers pas remontent à Goodwin (1948) et Koopmans (1950).

Le principal avantage des modèles en temps discret réside dans leur grande simplicité de calcul par rapport aux modèles en temps continu. Dès lors, pour mesurer l'effectivité, l'idée consiste à rester en temps discret, pour conserver une simplicité des calculs. Comme le problème du temps discret réside dans une lecture historique du temps, la stratégie sera alors d'effectuer une lecture économétrique du temps. Ceci revient à dire que la transmission monétaire de court terme sera celle qui lie la politique monétaire à la sphère réelle, à partir

de la composante transitoire des séries constituant chaque chaîne de transmission directe ou induite. La transmission monétaire de long terme sera celle qui lie les fluctuations de la composante persistante du taux d'intérêt court, à celle des variables réelles, le long de chaque chaîne de transmission.

Un argument supplémentaire en défaveur de l'utilisation des réponses impulsionnelles réside dans la nécessité de calculer un intervalle de confiance. Ce calcul s'impose pour être plus sûr que les résultats sont vraiment interprétables. Selon Sims et Zha (1995), l'intervalle de confiance est généralement incorrect quand il existe un doute sur la stationnarité des séries mises en relation.

Même si elles sont très souvent utilisées, les réponses impulsionnelles présentent donc deux inconvénients majeurs. Elles peuvent conduire à un traitement empirique imprécis de la transmission à court et à long terme, en raison de l'utilisation traditionnelle de données en temps discret. La capacité à interpréter les fonctions de réponse au choc monétaire, dépend fortement de la validité des traitements statistiques qui ont gouverné le choix du modèle dont elles sont issues. Il faut donc trouver un protocole de mesure dans lequel, l'estimation du modèle liant les variables monétaires et réelles, pour chaque chaîne de transmission, ne dépend pas fondamentalement des résultats sur les tests de racines unitaires. En outre, la mesure de l'intensité de la réponse d'une variable à une autre doit faire l'objet d'un intervalle de confiance incontestable. Cet intervalle doit offrir la possibilité de qualifier avec certitude à quel point la réponse est de grande ampleur. Cette mesure doit être calculable, que l'on raisonne sur la composante transitoire (transmission de court terme), ou sur la composante persistante (transmission de long terme) des séries constitutives des canaux directs et induits.

Les fondements théoriques de la transmission monétaire permettent d'identifier les mécanismes économiques qui agissent le long de chaque chaîne de transmission monétaire directe ou induite. Toutefois, il est impératif de passer à une analyse empirique pour identifier dans les faits, les canaux qui sont effectifs. La hiérarchisation par la structure des interactions entre canaux et selon l'effectivité des chaînes de transmission, peut aider à mieux sélectionner les voies par lesquelles la politique monétaire se transmet à la sphère réelle. Ceci suppose de lever des difficultés méthodologiques liées aux approches usuelles d'analyse empirique de la transmission. Un nouveau protocole susceptible de tester l'existence d'une transmission, et d'en mesurer l'effectivité, s'impose. En raisonnant en temps discret, il doit s'articuler autour d'une lecture économétrique du temps, dans laquelle la transmission de court terme

est véhiculée par la composante transitoire des séries, alors que la transmission de long terme passe par la composante persistante. Une telle approche permettra de dissiper les doutes sur l'effectivité macroéconomique relative des différents canaux de transmission.

Conclusion

Le premier chapitre a permis de faire l'état des lieux de la connaissance théorique sur les mécanismes de transmission de la politique monétaire. Il en ressort une complexité de cette transmission. Elle est due à la multiplicité des mécanismes potentiellement complémentaires par lesquels les changements de politique monétaire peuvent se propager à la sphère réelle. La mesure de l'intensité des différents canaux de transmission peut être source de difficultés. Elle apparaît approximative dès lors qu'il s'agit de raisonner complètement à l'échelle macroéconomique. Pour autant, des doutes empiriques portent sur l'effectivité relative des différents mécanismes de transmission à cette même échelle.

Ces doutes ne peuvent être dissipés par une connaissance théorique aussi large soit-elle. La réflexion à un niveau empirique s'impose pour améliorer la compréhension de la transmission monétaire dans toute sa complexité. Ceci peut se révéler particulièrement utile en terme de politique économique. Une banque centrale qui sait avec précision les voies par lesquelles transitent les effets de sa politique vers la sphère réelle, pourrait mieux adapter sa stratégie pour atteindre sa cible.

Pour cela, il faudrait un protocole de mesure de l'effectivité des mécanismes de transmission monétaire. Celui-ci doit être susceptible d'outrepasser les difficultés de la quantification macroéconomique mise en exergue. Cette nouvelle procédure doit être capable de tester l'existence d'une chaîne de transmission à court et à long terme et doit fournir une méthode de mesure cohérente de son effectivité. Un axe d'étude serait de pouvoir hiérarchiser l'importance de l'ensemble des mécanismes de transmission agissant effectivement dans un contexte économique déterminé.

Chapitre 2

UNE DECLINAISON EMPIRIQUE DE LA TRANSMISSION : LE CHOIX D'UNE APPROCHE CAUSALE

Résumé non technique

La nécessité d'une analyse empirique de la transmission monétaire impose certaines précautions.

La transmission monétaire n'est pas la même à court et à long terme. Il faut avoir la possibilité de faire une analyse comparative entre les deux horizons. En dépit de ses avantages, le raisonnement en temps continu implique une complexité de calcul qu'une lecture économétrique du temps discontinu permet d'éviter. Par rapport à l'analyse spectrale fréquentielle et aux approches sur données de panel, l'utilisation de séries temporelles trimestrielles semble plus appropriée pour rendre compte de manière efficace des liaisons entre des sphères économiques différentes.

Une voie pour décliner empiriquement la notion de transmission est l'utilisation de tests de causalité. Comme la transmission monétaire n'est pas un processus instantané, la définition de Granger est privilégiée par rapport à celle de Sims. Cette causalité doit être étudiée sur un système non contraint liant toutes les variables constitutives de la chaîne de transmission dont l'existence est testée. Ceci s'explique par le fait que la transmission monétaire est une causalité de la sphère monétaire vers la sphère réelle, mais la décision d'intervention de la banque centrale est prise à partir des évolutions des variables réelles ciblées. Il ne faut donc pas occulter la direction causale inverse.

L'étude des approches empiriques potentielles permet d'arriver aux conclusions du tableau ci-après.

Il faut pouvoir conserver l'ensemble des avantages dégagés sur ces procédures. Cependant, entre le court terme et le long terme, les différences d'effectivité des mécanismes de transmission pourraient être imputées à l'utilisation de procédures empiriques spécifiques à chaque horizon temporel. Pour rendre comparables les résultats entre le court terme et le long terme, il est nécessaire de se focaliser sur les tests qui permettent une analyse cohérente entre les deux horizons temporels. A ce titre, les limites de la procédure causale de Toda et Phillips (1993 et 1994) s'effacent devant les avantages de la méthode de Phillips (1995) et de Toda, Yamamoto, Dolado et Lütkepohl – TYDL – (1995-1996). L'avantage de la procédure de TYDL est de pouvoir mélanger dans un même système des données intégrées d'ordres différents. Par conséquent, on obtient une procédure universelle qui minimise les calculs économétriques, sans réduire leur validité.

Seulement l'approche d'origine de TYDL traite globalement de la causalité sur les court et

long terme. Il faut utiliser la composante transitoire (persistante) des variables constitutives d'une chaîne causale, pour étudier la transmission à court terme (long terme). Compte tenu de sa supériorité sur les méthodes de filtrage, l'extraction des composantes temporelles doit être réalisés au moyen d'une modélisation à composantes inobservables.

Ce chapitre pose donc les bases nécessaires à l'élaboration d'un protocole de mesure de l'effectivité des canaux de transmission de la politique monétaire. Ce protocole doit aller de l'extraction des composantes temporelles des séries réelles et monétaires au calcul d'un indicateur d'intensité des chaînes causales de transmission, en passant par le test de leur existence.

Tab. 1 Comparaison des procédures potentielles pour le traitement économétrique de la transmission monétaire

Procédures ou auteurs	Complexité de calcul	Validité statistique	Traitement du temps discontinu	Calcul d'une intensité de liaison entre variables	Capacité à identifier une chaîne de transmission directe et induite
Sélection de modèles	oui : analyse de plusieurs modèles	incertaine	tout traitement possible	non	limitée
Analyse contrefactuelle	oui : estimation de plusieurs systèmes	oui	tout traitement possible	possible	limitée : chaîne de transmission non repérée obligatoirement
Doz et Lengart (1999)	oui : nécessité d'indicateur synthétique de chaque sphère	incertaine	spécifique au court terme	oui	limitée
Bruneau et Nicolai (1995)	non dans le cas trivarié		spécifique au long terme	non	non : causalité au sens de Sims
Bruneau et Jondeau (1999)	non	oui si traitement correct des racines unitaires et de la cointégration	spécifique au long terme	non	possible : si estimation de plusieurs systèmes adéquats
Yamamoto et Kurozumi (2003)	oui : problème de dégénérescence matricielle		spécifique au long terme	non	limitée : chaîne de transmission non repérée obligatoirement
Geweke (1982)	oui : estimation de plusieurs systèmes	oui	spécifique au court terme	oui	limitée : chaîne de transmission non repérée obligatoirement
Toda et Phillips (1993-1994)	non dans un cas particulier	oui si traitement correct des racines unitaires et de la cointégration	court et long termes séparément dans un même système	non	possible pour une transmission directe
Phillips (1995)	non	oui	court et long termes globalement dans un même système	non	oui si les données sont $I(1)$
TYDL (1995-1996)	non	oui	court et long termes globalement dans un même système	non	toujours

Introduction

Les doutes empiriques sur l'effectivité des canaux de transmission conduisent à une nécessaire création d'un nouveau protocole empirique d'étude de la transmission monétaire. Il faut pouvoir prouver l'existence des chaînes de transmission et en mesurer l'effectivité.

L'objet de ce chapitre consiste à préciser le mode de déclinaison empirique de la notion de transmission. Dans la littérature, une voie plausible reste l'utilisation de tests de causalité. Il en existe une grande variété. Il s'agira de dégager celui qui répond de la manière la plus efficace possible aux contraintes économétriques liées à l'étude de la transmission monétaire.

La méthode qui apparaît la plus opportune est celle de Toda, Yamamoto (1995), Dolado et Lütkepohl (1996) – TYDL –.

Pour parvenir à ce choix, il est nécessaire d'exposer tout d'abord les contraintes économétriques à respecter pour une mesure efficace de la transmission monétaire. Ensuite, il faut analyser un ensemble de procédures causales, pour dégager certains de leurs avantages spécifiques qui seront utiles pour la mise en place du protocole de mesure. En tenant compte des arbitrages réalisés, il restera à adapter la procédure la plus opportune, dans le but d'étudier la transmission monétaire de manière cohérente entre le court terme et le long terme.

2.1 Les contraintes économétriques pour une mesure efficace de l'effectivité de transmission

La transmission peut être traitée de diverses façons d'un point de vue empirique. Sachant qu'une lecture économétrique du temps discontinu est privilégiée, il est nécessaire d'établir quelques principes et de justifier quelques choix, préalablement à la focalisation sur une procédure de test d'existence d'une chaîne de transmission. On répondra successivement aux questions suivantes. Pour mettre en évidence des liaisons entre variables de sphères économiques différentes, faut-il faire une approche dans le domaine fréquentiel plutôt que dans le domaine temporel ? Comment empiriquement traduire la transmission afin de pouvoir tester son existence, et de fournir par la suite une mesure de son intensité ?

2.1.1 Le domaine temporel *versus* le domaine fréquentiel pour la mesure de l'effectivité de transmission¹

En temps discontinu, la sphère réelle peut sembler plus inerte que la sphère monétaire. Ceci résulte en partie de l'*artefact* comptable lié à la différence de fréquence de saisie de données. Lorsqu'il s'agit de faire une analyse séparée du court terme et du long terme, la **lecture économétrique du temps** permet d'atténuer l'influence de cet *artefact* sur l'inférence statistique. Le test d'existence et la mesure de l'effectivité des canaux de transmission doivent se faire à partir de cette lecture économétrique du temps.

La transmission implique une liaison statistique entre des variables économiques. Il s'agit de vérifier s'il est plus approprié de mettre en évidence cette liaison à partir d'une approche fréquentielle ou temporelle, sachant que l'on adopte une lecture économétrique du temps discontinu.

Dans le domaine temporel, la fonction d'autocorrélation a comme principal inconvénient d'être un indicateur sommaire de détection des différentes composantes d'une série (tendance, cycle, saison, aléa). Quand les influences saisonnières et non saisonnières se combinent, l'autocorrélation reflète les deux. Ceci est incompatible avec une analyse fine des dynamiques pertinentes de court terme (les non-saisonnières). De plus, sa précision dépend de la taille de l'échantillon. Plus le nombre de retards tend vers le nombre d'observations, plus son imprecision s'accroît, puisque l'étendue d'observations nécessaire à son calcul se réduit. C'est la

¹Je tiens à remercier G. Bresson, M. Lemoine et G. Bentoglio pour les discussions qui m'ont permis de trancher en faveur d'une approche sur séries temporelles.

raison pour laquelle, la piste fréquentielle pourrait être explorée, en tant qu'alternative à une approche temporelle, pour analyser empiriquement la transmission à court terme ou à long terme.

Encadré n°4 L'intérêt de l'analyse spectrale^(*)

L'analyse fréquentielle se justifie grâce à l'analyse harmonique de Fourier (1822), dans laquelle chaque composante d'une série peut être identifiée par une fonction périodique. Plus précisément, l'analyse spectrale a pour objet de préciser l'influence de chaque composante sur la variance d'une variable. Elle met en évidence la répartition de la variance d'une série sur les différentes bornes de fréquences caractéristiques de chaque composante temporelle (aléatoire, transitoire, tendancielle).

La distinction des composantes s'opère à partir de la densité spectrale que l'on définit ainsi :

$$f(\omega) = \frac{1}{2\pi} \int_{-\infty}^{+\infty} \gamma(\tau) \cdot e^{-i\omega\tau} dt$$

avec ω : l'unité de temps en radian du domaine fréquentiel, $\gamma(\tau)$ la fonction d'autocovariance où τ représente le nombre de retards et dt la vitesse à laquelle le cycle est généré.

Les pics de densité spectrale permettent de repérer les phénomènes cycliques et saisonniers. Cette densité est une transformée de Fourier de l'autocovariance. Comme l'autocovariance et la densité spectrale constituent ce que l'on appelle une paire de Fourier, la connaissance de l'une implique la connaissance de l'autre. On peut donc passer du domaine temporel au domaine fréquentiel et *vice versa*.

L'analyse spectrale propose des outils de mesure à la fois paramétriques et non paramétriques. Dans l'approche fréquentielle paramétrique, on raisonne sur des fonctions génératrices des autocovariances du domaine temporel. L'approche non paramétrique suppose que l'on ne connaît pas ces fonctions. Elle recourt à des fenêtres spectrales pour lisser plus ou moins les densités spectrales des séries et converger par des techniques de fermeture spectrale vers des résultats proches de ceux obtenus dans les approches paramétriques^(**). Ces deux approches fréquentielles sont alternatives, à la différence que tout calcul paramétrique est biaisé par l'estimation des fonctions génératrices et tout calcul non paramétrique dépend du choix du type et de la taille de la fenêtre spectrale.

^(*) Pour plus de détails, se reporter à Harvey (1989) et Bresson et Pirotte (1995).

^(**) L'intérêt des approches spectrales paramétriques est d'obtenir des courbes moins erratiques d'analyse spectrale. Ceci facilite l'interprétation graphique.

L'argument clé défavorable à une approche fréquentielle réside dans la nature des séries mises en relation dans le cadre de la transmission monétaire. Il s'agit de séries appartenant à des sphères économiques différentes. Ces variables ont donc des périodes de cycles plus ou moins longues, spécifiques à leur sphère d'appartenance. En référence aux travaux de Fouquet et Malinvaud (1971), ainsi que de Guillemain et Marchetti (1975), il est difficile de contester l'inopportunité d'une étude des liaisons entre des variables de sphères différentes au moyen d'outils spectraux.

Plus précisément, la transmission correspond à une forme de liaison statistique entre des variables des deux sphères. Parmi les outils spectraux d'étude de la liaison entre séries économiques, on recense notamment la cohérence spectrale qui se définit de la façon suivante pour deux séries x et y :

$$COH_{xy}(\omega) = \frac{|f_{xy}(\omega)|}{\sqrt{f_x(\omega) \cdot f_y(\omega)}} \quad (2.1)$$

avec $f_i(\omega)$ pour $i = (x, y)$, les densités spectrales des deux variables, et $|f_{xy}(\omega)|$ le module de la densité spectrale croisée. $COH_{xy}^2(\omega) \in [0 ; 1]$. Si la cohérence est trop faible sur l'ensemble des fréquences ω , on rejette l'hypothèse d'une relation entre x et y . Or, à l'image des travaux de Fouquet et Malinvaud (1971), ainsi que de Guillemain et Marchetti (1975), on peut démontrer que, si x et y sont des données de la même sphère, la cohérence a de forte chance d'être importante sur l'ensemble des fréquences. Par contre, la cohérence de deux variables appartenant à des sphères différentes conduit de manière quasi systématique à rejeter la possibilité d'une liaison, quelle que soit la fréquence de raisonnement (court ou long terme). Ainsi, l'analyse spectrale tendra plutôt au rejet statistique de l'effectivité d'une transmission de la sphère monétaire vers la sphère réelle. Un tel résultat est contraire à toute la théorie sur les canaux de transmission monétaire. Pour s'en convaincre, il suffit de se référer à l'exemple suivant.

Le graphique suivant retrace l'évolution de la liaison entre des variables réelles et monétaires dans le domaine fréquentiel. L'indicateur de liaison est la corrélation dynamique proposée par Croux, Forni et Reichlin (2001). Elle vaut :

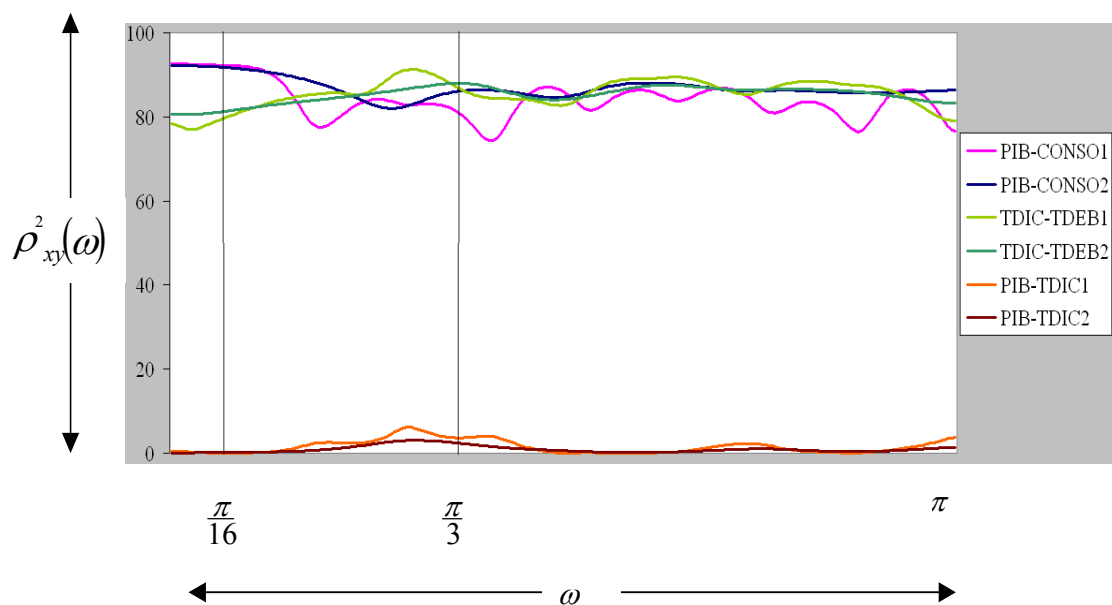
$$\rho_{xy}(\omega) = \frac{\text{Re}(f_{xy}(\omega))}{\sqrt{f_x(\omega) \cdot f_x(\omega)}} \quad (2.2)$$

C'est un indicateur synthétique de la cohérence et de la phase. La phase vaut :

$$\Phi_{xy}(\omega) = \arctan \left[\frac{\text{Im}(f_{xy}(\omega))}{\text{Re}(f_{xy}(\omega))} \right] \quad (2.3)$$

Si la phase est positive, alors y est avancé sur x , si elle est nulle, les deux séries sont parfaitement synchrones, sinon x est avancé sur y . $\rho_{xy}^2(\omega) \in [0 ; 1]$. La cohérence ne mesure

Fig 9 *Corrélations dynamiques entre des variables de sphères différentes*



Sur données américaines trimestrielles de 1967 à 2003, les corrélations dynamiques mesurées sont celles du PIB et de la consommation des ménages, du taux d'intérêt court des Réserves Fédérales et du taux débiteur dans l'accord de crédit, du PIB et du taux d'intérêt court. Dans chaque cas, le calcul est réalisé avec une grande et petite fenêtre spectrale. Ainsi, on a deux courbes (1, 2) pour chaque corrélation dynamique.

pas la corrélation aux différentes fréquences, car elle ne prend pas en compte les différences de phases entre les variables ; d'où l'utilité de la corrélation dynamique. Plus $\rho_{xy}(\omega)$ tend vers 1, la "causalité" dans le sens $y \rightarrow x$ est prédominante et significative. Plus $\rho_{xy}(\omega)$ tend vers -1, plus le sens prédominant est $x \rightarrow y$. Quand $\rho_{xy}(\omega) \simeq 0$, toute avance ou retard entre x et y est due au hasard et ne doit être interprétée. On en déduit que la liaison entre deux séries x et y ne pourra être interprétée comme significative que si $\rho_{xy}^2(\omega) \neq 0 \forall \omega \in [0 ; \pi]$.

Comme les calculs sont non paramétriques, on utilise deux fenêtres spectrales (grande et petite) de Bartlett². On a déjà mis en évidence l'importance du choix entre les fréquences mensuelles, trimestrielles ou annuelles en temps discontinu à la page 68. Selon la fréquence temporelle d'observation d'un phénomène, le modélisateur peut identifier des mécanismes différents. Néanmoins, indépendamment des limites liées à la disponibilité des données en haute fréquence, il est généralement admis que, pour un raisonnement macroéconomique, une fréquence trimestrielle est plus appropriée pour rendre compte quantitativement de la liaison entre des variables monétaires et réelles. L'exemple est donc fondé sur des données trimestrielles, fréquence qui sera toujours choisie dans la suite de la thèse.

En utilisant une mesure spectrale plus complète que celle utilisée par Fouquet et Malinvaud (1971), Guillemain et Marchetti (1975), on vérifie bien que l'analyse spectrale permet de bien repérer les liaisons entre des variables appartenant à la même sphère économique (PIB-consommation ou taux d'intérêt-taux débiteur). En revanche, dès qu'il s'agit de mettre en évidence une liaison entre des variables de sphères différentes, à l'image du PIB et du taux d'intérêt court (deux des variables clé de la transmission monétaire), les résultats ne sont pas interprétables. Une étude de la transmission monétaire à partir de l'analyse spectrale doit donc être exclue.

L'analyse spectrale ne permet pas de gérer l'*artefact* comptable existant au sein des statistiques économiques disponibles. La différence artificielle entre les séries réelles et monétaires rend difficile la mise en évidence, dans le domaine fréquentiel, de liaisons théoriquement admises entre les deux sphères.

D'autres inconvénients moins importants ne plaident pas en faveur du choix du domaine fréquentiel.

Les doutes sur l'effectivité des mécanismes de transmission monétaire se situent à l'échelle

²Pour un détail sur la définition des fenêtres spectrales, se reporter à Bresson et Pirotte (1995) à la page 171. Sur le graphique dans la légende "1" symbolise une corrélation dynamique calculée avec une petite fenêtre. "2" correspond à une large fenêtre.

macroéconomique. **L'analyse empirique réalisée doit donc être macroéconomique.** Utiliser des outils dérivés de l'analyse spectrale suppose que les données manipulées soient stationnaires ou rendues stationnaires par une différentiation ou une quasi-différentiation. Ceci est d'autant plus obligatoire que les données macroéconomiques utilisées sont généralement intégrées d'ordre $1 - I(1)$ – voire $2 - I(2)$ –³. Cependant, **rendre stationnaire les séries macroéconomiques devrait être évité** autant que possible, car tout élément de différentiation constitue une perte d'information en terme d'étendue d'échantillon.

A ce stade, on retient qu'**il faut recourir à une procédure économétrique dans le domaine temporel** permettant de traiter toute l'information sur les différentes composantes temporelles des séries, qu'elles soient stationnaires ou non. Pour la composante de long terme, il est préférable de raisonner sur le niveau des séries, afin d'éviter toute perte d'information statistiques.

Sachant que l'on travaille dans le domaine temporel en temps discontinu, il faut préciser la voie par laquelle il est possible de décliner empiriquement la transmission.

2.1.2 La causalité multivariée : une déclinaison empirique appropriée de la transmission

Une fois démontré que la liaison entre les sphères monétaire et réelle doit être étudiée empiriquement dans le domaine temporel, il faut désormais préciser comment traduire la transmission monétaire d'un point de vue quantitatif.

Une des voies consiste à effectuer une analyse causale entre les variables sources de l'impulsion économique initiale et les variables affectées par cette impulsion. Comme le montrent Marais, Bates (2006), les mécanismes de contagion financière, qui ne sont rien d'autre qu'une transmission entre variables économiques de différents pays sur les marchés financiers, peuvent être quantifiés par le calcul d'une intensité causale entre ces variables, à condition que la relation causale existe. Dans la lignée de Sandler et Kleimeier (2003), Marais et Bates testent la causalité au sens de Granger entre des économies asiatiques sur le marché de la dette souveraine⁴. A partir d'une mesure d'intensité causale⁵, on démontre l'existence d'une *shift contagion*, définie comme une évolution significative dans la structure et l'intensité des liens inter-marchés, entre une période dite tranquille et une période de crise.

³Une variable est dite intégrée d'ordre d , s'il faut la différencier d fois pour la rendre stationnaire.

⁴Une dette souveraine est émise ou garantie par un émetteur souverain (un Etat ou une banque centrale).

⁵Il s'agit dans cet article d'une version préliminaire de l'indicateur d'intensité causale proposée dans le chapitre 3 à la page 197.

Appliqué à la problématique de la transmission monétaire, l'objet consiste à appréhender la transmission à partir de la causalité entre la variable de contrôle de la politique monétaire et les variables réelles cibles de cette politique. Par conséquent, il faut quantifier la causalité allant de la variable source de la politique monétaire – le taux d'intérêt court – vers le revenu global et le taux d'inflation, conditionnellement à chaque mécanisme de transmission. Il s'agira donc de construire un test et un indicateur d'effectivité de chaque canal théorique. Il sera fondé sur la mesure économétrique de l'intensité causale due à la seule politique monétaire, allant des variables monétaires vers les variables réelles.

La causalité des variables de la sphère monétaire vers celles de la sphère réelle doit être étudiée dans un cadre multivarié. D'un côté, Lütkepohl (1982), Caporael et Pittis (1995), démontrent que l'induction causale souffre de quelques insuffisances si, dans le cadre des séries temporelles, elle est envisagée seulement à partir d'une approche bivariée. D'un autre côté, la causalité qui importe ici suppose des variables intermédiaires assurant la transmission des fluctuations de politique monétaire à la sphère réelle. Trois groupes de variables interviennent donc dans l'analyse :

- le taux d'intérêt court comme variable de contrôle de la politique monétaire ;
- les variables de transmission relatives à chaque canal de transmission (au niveau des variables de transmission, compte tenu de l'existence de mécanismes transmission induite, les calculs peuvent nécessiter une combinaison de variables de transmission) ;
- les variables macroéconomiques de la sphère réelle cibles de la politique monétaire.

Dans le domaine temporel, deux voies d'étude de la causalité existent. Il faut s'interroger sur l'opportunité de chacune d'elle, par rapport à l'analyse de la transmission monétaire.

Granger *versus* Sims pour une preuve de l'existence de la transmission⁶

Premièrement, la causalité au sens de Granger (1969) se définit comme suit : une série cause une autre si la connaissance de l'histoire de la première améliore la capacité prédictive de la seconde. A titre d'illustration, dans un cadre bivarié, y_{1t} ne cause pas y_{2t} ($y_{1t} \nrightarrow y_{2t}$) si dans le système Vectoriel AutoRégressif d'ordre p – VAR(p) – suivant :

⁶Je remercie C. Bruneau pour ses observations sur la comparaison des procédures de tests de causalité au sens de Sims et de Granger.

$$\begin{cases} y_{1t} = a_0 + \sum_{i=1}^p a_{1i}y_{1t-i} + \sum_{j=1}^p b_{1j}y_{2t-j} + \varepsilon_{1t} \\ y_{2t} = b_0 + \sum_{i=1}^p a_{2i}y_{1t-i} + \sum_{j=1}^p b_{2j}y_{2t-j} + \varepsilon_{2t} \end{cases} \quad (2.4)$$

$$\forall i \in \{1, \dots, p\}, a_{2i} = 0.$$

Deuxièmement, selon Sims (1980, 1981), chaque variable génère des innovations qui lui sont propres. Une série cause une autre si la considération des innovations de la variable causale aide à réduire la variance d’erreurs de prévision de la variable causée.

Comme le rappelle Bruneau (1996), ces deux notions de causalité sont strictement équivalentes, uniquement si dans un cadre bivarié, il n’y a pas de corrélation instantanée entre les innovations des variables (absence de causalité instantanée au sens de Granger). Si on raisonne dans un système multivarié ou s’il existe de la causalité instantanée au sens de Granger, cette équivalence disparaît. Ceci vient du fait que Granger traite séparément la causalité instantanée de la causalité unidirectionnelle, tandis que Sims intègre la première dans la seconde.

Dans le cadre multivarié qui s’impose, la transmission monétaire n’est pas compatible avec une causalité instantanée des taux d’intérêt courts vers les variables réelles. Il faut obligatoirement un décalage temporel sur l’ensemble des chaînes de transmission entre les deux sphères. Dans le cas contraire, cela reviendrait à dire que la transmission monétaire se fait, non seulement sans décalage temporel, mais aussi de manière non transitoire ; c’est-à-dire sans l’intervention de quelque canal de transmission. La nécessité d’évacuer l’existence d’une causalité instantanée dans la transmission monétaire, conduit à privilégier la définition de Granger au détriment de celle de Sims.

La notion de causalité reste à l’origine d’un débat entre économètres et économistes⁷. Il s’agirait davantage d’un concept de “prédictabilité” que de “causalité”. Zellner (1988) considère que l’on doit retenir la caractérisation de la causalité de Feigl (1953). Selon cette dernière rappelée dans Bruneau (1996), l’existence d’un lien de causalité doit être reconnue sur la base d’une propriété d’amélioration de la prévision. Cette amélioration doit être confirmée expérimentalement, en référence à une loi ou un ensemble de lois énoncées *a priori*. La loi est de nature économique. Il s’agit du référentiel théorique dans lequel s’inscrivent l’hypothèse de causalité, ainsi que les conséquences de cette hypothèse en terme d’amélioration de la prévision. La connaissance théorique de la transmission monétaire, dégagée dans le premier chapitre, permet d’identifier l’ensemble des canaux de la politique monétaire entre les deux

⁷Bresson et Pirotte (1995), ainsi que Pirotte (2004) font état de ce débat.

sphères économiques. De cette connaissance théorique, on déduit l'ensemble des systèmes multivariés susceptibles d'améliorer l'explication des variables réelles par l'histoire des variables de transmission monétaire. Les variables de transmission sont elles-mêmes influençables par la variable de contrôle de la politique monétaire. Selon le degré d'amélioration de la «prédictabilité» des variables réelles, on en déduit le niveau d'existence d'une causalité spécifique aux mécanismes de transmission monétaire ; c'est-à-dire l'effectivité desdits canaux de transmission.

Désormais, on sait que la mise en évidence empirique des canaux de transmission doit être faite à partir d'une approche temporelle multivariée, autour de la notion de causalité définie par Granger. Dans le domaine temporel, deux grandes familles de modèles économétriques existent : les approches sur données de panel et les analyses sur séries temporelles. Il faut donc s'interroger sur l'opportunité de chacune d'elles, par rapport à l'analyse de relations causales entre variables économiques.

Les données de panel *versus* les séries temporelles pour un traitement empirique de la causalité

Les données de panel présentent une double dimension (individuelle et temporelle), alors que, comme leur nom l'indique, les séries temporelles n'offrent que la dimension temporelle. Plutôt que de raisonner sur T observations temporelles, avec N le nombre d'individus (des pays par exemple), le modélisateur travaille sur $N \times T$ observations sur données de panel. Ceci présente l'avantage d'accroître le degré de liberté des statistiques de test, de réduire le risque de colinéarité entre les variables explicatives ; c'est-à-dire d'éviter des coefficients instables dans les modèles. Les données de panel pourraient être une voie pour accroître l'efficacité des tests de causalité au sens de Granger dont on dispose en économétrie des séries temporelles. En dépit de l'impératif d'une approche multivariée pour étudier la transmission monétaire, un raisonnement bivarié suffit à trancher entre les séries temporelles et les données de panel pour tester des relations causales. Supposons le cas le plus simple de deux séries temporelles stationnaires x et y , et que l'on s'intéresse à la causalité de x vers y . En notant i l'indice des individus et t celui du temps, on raisonnerait sur le système suivant :

$$\forall t \in [1 ; T], \text{ et } i \in [1 ; N], y_{i,t} = \sum_{k=1}^p \gamma^{(k)} y_{i,t-k} + \sum_{k=0}^p \beta_i^{(k)} x_{i,t-k} + \nu_{i,t} \quad (2.5)$$

où $p \in \mathbb{N}^*$ et $\nu_{i,t} = \alpha_i + \varepsilon_{i,t}$, $\varepsilon_{i,t} \sim \text{iid}(0, \sigma_\varepsilon^2)$. k est l'indice correspondant au retard variant

de 1 à p^8 . L'équation précédente est une transposition en données de panel d'un VAR(p). Les coefficients $\beta_i^{(k)}$ peuvent être fixes, ou variables comme le supposent Weinhold (1996), Nair-Reichert et Weinhold (2001).

L'étude de la causalité au sens de Granger sur données de panel se heurte au traitement de l'hétérogénéité dans la relation causale étudiée. Si on ne tient pas compte de l'hétérogénéité entre les individus relativement à l'existence de la relation causale, l'estimation peut être biaisée. Cela revient à imposer une contrainte fautive d'homogénéité entre les individus. Deux voies sont envisageables pour tenir compte de l'hétérogénéité.

En premier lieu, l'hétérogénéité peut être représentée à travers un modèle à effets fixes. On suppose que les paramètres $\beta_i^{(k)}$ sont fixes mais différents entre les individus. On peut se retrouver avec deux groupes d'individus : ceux où la relation causale n'existe pas et ceux où elle est avérée. Dans ce cadre, Hurlin et Venet (2001) proposent différentes définitions de la causalité au sens de Granger :

– la non-causalité homogène (H_0) *versus* la causalité homogène : l'hypothèse nulle est la suivante. $\forall i \in [1 ; N], \forall k \in [1 ; p], \beta_i^{(k)} = 0$ contre $H_1 : \exists (i, k) / \beta_i^{(k)} \neq 0$.

– la non-causalité hétérogène (H_0) *versus* la causalité hétérogène : $H_0 \forall i \in [1 ; N], \forall k \in [1 ; p], \beta_i^{(k)} = 0$ contre $H_1 \forall i \in [1 ; N], \exists k \in [1 ; p] / \beta_i^{(k)} \neq 0$.

En second lieu, l'originalité de l'approche de Weinhold (1996) consiste à imposer à $\beta_i^{(k)}$ une distribution aléatoire commune entre les individus. De la sorte, on n'impose aucune connaissance *a priori* sur la causalité dans l'ensemble de l'échantillon. Weinhold (1996) critique les approches traditionnelles consistant à dire que la causalité existe partout ou nulle part dans le système en données de panel. Pour cela, il propose que les coefficients $\beta_i^{(k)}$ soient issus d'une distribution aléatoire. Le but est d'obtenir, sur cette distribution, des intervalles à l'intérieur desquels la causalité est validée. L'idée consiste donc à retenir des probabilités de causalité, plutôt que les définitions strictes des approches traditionnelles de la causalité. Malheureusement, les difficultés d'estimation de ces probabilités sont si importantes, qu'il devient plus opportun de réaliser une analyse causale dans un cadre purement temporel, individu par individu.

On conclut donc que la mise en oeuvre de la causalité au sens de Granger sur données de panel reste possible, mais suppose un traitement économétrique potentiellement très coûteux par rapport à une approche sur série temporelle. Indépendamment de la difficulté

⁸Les coefficients $\gamma^{(k)}$ doivent être fixes. Dans le cas contraire, des problèmes de biais et de convergence d'estimateur se posent. Il faut se reporter à Nickell (1981), Pesaran et Smith (1995).

économétrique inhérente à une procédure causale en données de panel, si la dimension temporelle est supérieure à la dimension individuelle, il reste toujours plus avantageux de raisonner sur séries temporelles. L'application empirique réalisée dans le chapitre 4 concerne trois pays de 1967 à 2003. Par conséquent, investir dans une approche coûteuse en données de panel n'offre pas d'intérêt.

Maintenant, on sait que le traitement empirique de la transmission doit être réalisé à partir d'une approche causale multivariée au sens de Granger sur séries temporelles. Une question consiste alors à savoir si l'on doit rendre compte de la transmission monétaire à partir d'un système multivarié contraint ou non contraint.

Le système contraint *versus* le système non contraint pour une analyse de la transmission monétaire

La transmission monétaire est un mécanisme de causalité de la sphère monétaire vers la sphère réelle. Cela ne signifie pas pour autant que la variable de contrôle ne réagit pas aux variations de la sphère réelle. En effet, lorsque la banque centrale décide d'intervenir, elle le fait toujours en considérant l'évolution des variables réelles cibles de sa politique. Les fluctuations de la variable de contrôle ne peuvent donc être traitées comme totalement exogènes dans le système liant les variables réelles et monétaires. Sous prétexte de sa faible dépendance à la conjoncture, l'idée selon laquelle le taux d'intérêt court de la politique monétaire peut être considéré comme exogène n'est pas totalement recevable. Il existe bien un retour vers la sphère monétaire des fluctuations réelles initiées par la transmission monétaire. Ce retour est généralement exposé sous la forme d'une fonction de réponse de la banque centrale aux fluctuations des variables réelles. Ce n'est donc pas inexact d'endogénéiser la variable de politique monétaire, dans un système liant à la fois, les variables réelles et les variables de transmission monétaire. Toutes les variables réelles et monétaires théoriquement concernées par la transmission interagissent. Elles peuvent donc toutes être endogénéisées.

L'approche consistant à se concentrer exclusivement sur la relation allant du taux d'intérêt à la sphère réelle, en annulant les coefficients de la relation inverse, est une simplification de calcul pouvant conduire à mésestimer l'effectivité des canaux de transmission. L'effectivité de la transmission monétaire n'existe que si la banque centrale réagit aux évolutions de la sphère réelle. Bien que la mesure statistique de l'effectivité monétaire concerne la relation allant de la sphère monétaire vers la sphère réelle, il faut que l'ensemble des coefficients du système liant toutes les variables soient non contraints, afin que la mesure obtenue intègre

l'idée d'une réaction des autorités aux évolutions réelles. Aussi, rejoint-on Sims (1980) avec un système multivarié non structurel, en raison du choix d'endogénéité de toutes les variables. Néanmoins, la procédure de mesure de l'effectivité qui en découle ne sera pas a-théorique. La théorie de la transmission monétaire doit être validée grâce à des tests de causalité et des calculs d'intensités causales traduisant l'effectivité des canaux de transmission.

Cette section a permis de réaliser des arbitrages entre différentes approches économétriques susceptibles d'aider à étudier la transmission monétaire sur le plan empirique.

A la question faut-il une approche dans le domaine fréquentiel ou temporel, on choisit la seconde possibilité. L'argument principal de ce choix réside dans les difficultés qui peuvent apparaître lorsque, sur données discontinues, on cherche à mesurer l'intensité de la relation entre des variables de sphères économiques différentes. A la question comment empiriquement traduire la transmission monétaire, on tranche en faveur d'une approche causale au sens de Granger, sur séries temporelles, à partir d'un système multivarié non contraint liant les variables constitutives d'une chaîne de transmission monétaire.

Désormais, une chaîne de transmission sera synonyme d'une chaîne causale reliant la variable de contrôle de la politique monétaire à ses cibles sur la sphère réelle, en passant par une ou deux variables de transmission, selon qu'il s'agit d'un canal monétaire direct ou induit. Compte tenu des prérequis de cette section, il faut déterminer la procédure causale qui peut être la plus opportune pour tester l'existence d'une chaîne de transmission.

2.2 L'exclusion de procédures causales issue des contraintes économétriques

Il existe une grande variété de procédures susceptibles de traiter de la causalité au sens de Granger. Cette section a pour objet d'exclure l'ensemble de procédures ne respectant pas les contraintes économétriques définies précédemment. Toutefois, chaque procédure peut contenir quelques avantages qu'il serait judicieux de conserver dans le protocole de mesure de l'effectivité de la transmission monétaire. C'est la raison pour laquelle, une analyse de chaque procédure sera effectuée pour essayer de dégager ces avantages, même si elles ne sont pas choisies dans le protocole final.

2.2.1 L'exclusion de la procédure de sélection de modèles et de l'analyse contrefactuelle

Ces deux approches ont en commun de ne pas fournir une grande certitude sur l'existence d'une chaîne de transmission.

La procédure de sélection de modèles

Elle consisterait à détecter dans l'ensemble des modèles liant les différentes variables, le plus précis en estimation pour étudier la transmission monétaire à l'échelle macroéconomique. Dans le modèle sélectionné, si les variables supposées causales apparaissent significatives dans l'explication des variables supposées causées, on ne peut rejeter l'hypothèse de l'existence d'une causalité. Comme on s'intéresse ici aux mécanismes de transmission à court et à long terme, les familles de modèles dans lesquelles le plus précis serait recherché, sont celles qui permettent l'étude des effets de court et de long terme entre les variables mises en relation.

Une telle procédure semble *a priori* judicieuse, notamment grâce à l'absence de calcul complexe de statistique de test. Le test de significativité de Student peut suffire, si on l'applique sur le modèle sélectionné comme étant le plus précis en estimation. En réalité, cette démarche comporte de nombreux désavantages.

En premier lieu, cette méthode impose l'examen de plusieurs modèles pour ne réaliser qu'un test portant sur l'un d'entre eux. Par conséquent, cette procédure peut sembler peu efficace.

En deuxième lieu, le choix du critère de sélection du modèle est toujours contestable. Ce critère peut comporter une certaine subjectivité. En effet, si tel est son objectif, le modélisateur

peut toujours considérer le critère sélectionnant le modèle qui rejette la présence de causalité. Il peut très facilement forcer les résultats statistiques à corroborer l'interprétation recherchée. On ne peut donc accorder une grande confiance aux analyses menées à partir d'une procédure de sélection de modèles. Plus généralement, soumettre les résultats d'une analyse causale à un critère de sélection d'un modèle, c'est prendre le risque d'une instabilité des résultats de l'inférence causale⁹. Deux critères de sélection peuvent sélectionner deux modèles différents. Le premier peut conclure à une non-causalité, alors que le second impose l'interprétation contraire. Il faudrait multiplier les critères de sélection et les modèles pour obtenir un minimum de confiance dans les résultats de l'inférence causale. Ceci revient à recommencer l'analyse causale à plusieurs reprises. Cette lourdeur de procédure est en contradiction avec une efficacité du protocole empirique. En effet, il vaut mieux rechercher une procédure causale qui nécessite l'usage d'un seul type de modèle avec une validité statistique difficilement contestable.

En dernier lieu, comme la causalité est liée à la capacité à améliorer la prévision future, le choix du meilleur modèle doit être réalisé en utilisant des critères de sélection fonction des résultats de prévision *ex ante*. Or, ce type de prévision sur séries macroéconomiques présente deux inconvénients importants :

- La prévision *ex ante* peut être sujette à des erreurs du modélisateur, car les résidus font l'objet d'une prévision.
- Comme le signalent Swanson, Ozyildirim et Pisu (2001), à travers le temps, les séries macroéconomiques disponibles ont subi des changements de base de calcul et de nombreuses révisions qui rendent très délicat le recours à la prévision *ex ante*.

Dès lors, pour étudier la causalité de la sphère monétaire vers la sphère réelle, la procédure de sélection de modèles doit être rejetée par souci d'efficacité dans le protocole d'étude empirique. Ceci est d'autant plus vrai que l'incertitude sur les résultats qui découleraient d'une telle démarche semble non négligeable. On retient l'idée que **la procédure empirique doit être soumise à un impératif d'efficacité, dès lors que la validité statistique n'est pas réduite**. Cette efficacité repose sur une minimisation du calcul économétrique parallèlement à une validité statistique acceptable. Qu'en est-il de l'analyse contrefactuelle ?

L'analyse contrefactuelle

En matière causale, le principe de l'analyse contrefactuelle suit une logique inverse de celle

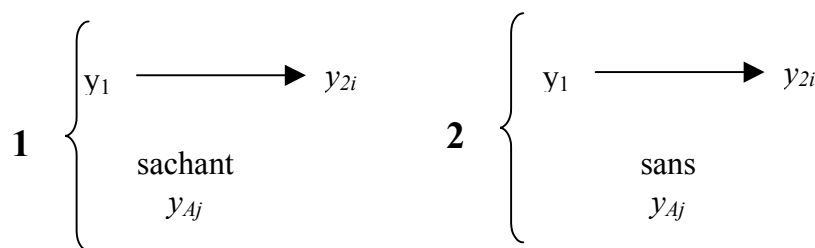
⁹Diebold et Lopez (1995), Swanson et White (1997a et b) traitent des conséquences de la dépendance des interprétations du modélisateur au choix du critère de sélection des modèles.

présentée chez Stock et Watson (1989a). Ces auteurs proposent une étude de la causalité entre la masse monétaire et le PIB. Ils montrent que, lorsque l'on introduit le taux d'intérêt dans le système liant les deux variables, la preuve d'une relation causale pourrait s'affaiblir. L'analyse contrefactuelle considère simultanément toutes les variables d'analyse. Elle cherche à repérer l'existence d'une causalité entre une variable causale source et une ou un ensemble de variables causées, sachant la présence dans le système d'un sous-ensemble de variables conditionnelles. Une fois la causalité identifiée dans un système contenant toutes les variables, l'idée consiste à retirer les variables conditionnelles une à une, afin de voir ce qu'il reste de cette causalité. Une telle procédure est utilisée dans Bates (2005) pour montrer l'incidence des canaux de transmission monétaire dans la rétroaction entre les sphères réelle et monétaire. Après détermination d'intensités causales du réel vers le monétaire et inversement, on retire les variables de transmission monétaire une à une ou par groupe, afin de voir à quel point les intensités causales précédemment identifiées sont réduites ou accrues. On en déduit la contribution de la transmission à la rétroaction entre les deux sphères, et plus précisément sa contribution à la direction causale prédominante entre les sphères réelle et monétaire¹⁰.

Ici, on n'étudie pas la rétroaction entre les deux sphères, mais la transmission monétaire (de la sphère monétaire vers la sphère réelle). L'analyse contrefactuelle pourrait alors s'appliquer ainsi.

Considérons y_1 , la variable de politique monétaire, et y_{2i} pour $i = \{1...n_1\}$, les variables réelles pouvant être concernées à l'échelle macroéconomique par quelque mécanisme de transmission monétaire. Soient y_{Aj} pour $j = \{1...n_2\}$, les différentes variables de transmission. Si l'on s'intéresse à un canal direct de transmission, il s'agirait de montrer que les causalités "1" puis "2" de la figure suivante sont validées, à partir d'un système liant les trois variables constitutives de la chaîne testée.

Fig. 10 Les causalités de l'analyse contrefactuelle

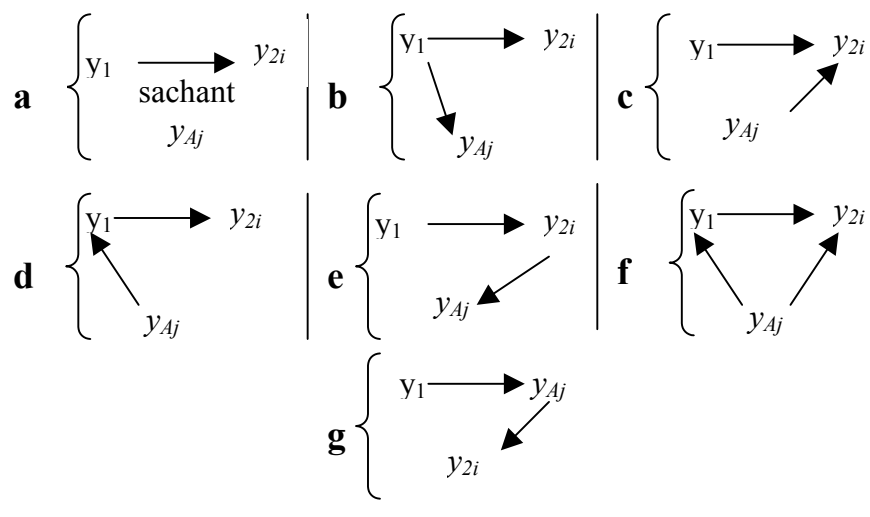


¹⁰Voir en annexes p. 276 des éléments explicatifs de la méthode utilisée dans cette approche contrefactuelle.

Plus précisément, il faudrait vérifier si l'existence de la causalité persiste sans la variable de transmission. Si l'intensité de la causalité régresse en "2", on peut être sûr que la chaîne de transmission n'existe pas.

Une telle approche présente plusieurs inconvénients. Elle oblige à effectuer deux estimations – avec et sans la variable de transmission –. Cette stratégie reste moins efficace qu'une procédure de test nécessitant une seule estimation. De plus, dans la figure précédente, la causalité testée est en réalité une causalité de $y_1 \rightarrow y_{2i}$ conditionnelle à y_{Aj} . Or toutes les causalités conditionnelles ne sont pas des causalités de transmission. Si les causalités "1" et "2" du schéma précédent sont vérifiées de sorte que l'on ne rejette pas la possibilité d'une chaîne de transmission entre y_1 et y_{2i} passant par y_{Aj} , plusieurs cas sont en réalité possibles.

Fig. 11 Les causalités conditionnelles



La transmission monétaire ne correspond qu'au cas "g". Une chaîne de transmission est une chaîne causale dans laquelle les extrémités sont d'un côté y_1 , de l'autre côté y_{2i} , avec les variables de transmission constituant les noeuds de la chaîne. Par conséquent, l'analyse contrefactuelle ne permet de tester la présence d'une chaîne de transmission. Elle peut au plus dire les cas où la chaîne de transmission n'existe pas, mais sans détecter les cas où elle existe. Elle ne permet de discriminer entre les différentes éventualités de la figure précédente. La causalité conditionnelle de l'analyse contrefactuelle ne serait donc pas une condition suffisante à l'existence d'une chaîne de transmission¹¹.

Par ailleurs, la transmission monétaire peut elle-même être directe et induite. Les mécanismes directs se réfèrent à une causalité faisant intervenir une seule variable de transmission,

¹¹Par simulation, on peut démontrer l'exactitude de cette assertion. Voir p. 148.

alors que les mécanismes induits relèvent d'une causalité avec deux variables de transmission. Des lors, avec quatre mêmes variables monétaires et réelles, deux chaînes différentes de transmission peuvent être imaginées :

$$\cdot y_1 \rightarrow y_{A1} \text{ puis } y_{A1} \rightarrow y_{A2} \text{ puis } y_{A2} \rightarrow y_2 ;$$

$$\cdot y_1 \rightarrow y_{A2} \text{ puis } y_{A2} \rightarrow y_{A1} \text{ puis } y_{A1} \rightarrow y_2.$$

On en déduit un deuxième inconvénient de l'analyse causale contrefactuelle. Il réside dans le fait qu'elle ne peut distinguer de manière fiable les deux chaînes causales précédentes.

En résumé, la discussion sur l'analyse contrefactuelle a permis de préciser que la chaîne de transmission doit être testée à partir d'une séquence d'hypothèses nulles. Une telle chaîne causale ne peut être testée à partir de $H_0 : y_1 \nrightarrow y_{A1} \nrightarrow y_{A2} \nrightarrow y_2$ ¹². En étant non instantanée, **la transmission monétaire directe suppose que l'on réfute la séquence d'hypothèses nulles suivantes :**

$$H_{01} : y_1 \nrightarrow y_{A1} ;$$

$$H_{02} : y_{A1} \nrightarrow y_2.$$

Ces hypothèses sont à tester à partir d'un même système liant les variables d'analyse. Bien entendu, **dans le cas d'une transmission monétaire induite, il faut réfuter la séquence d'hypothèses nulles suivantes :**

$$H_{01} : y_1 \nrightarrow y_{A1} ;$$

$$H_{02} : y_{A1} \nrightarrow y_{A2} ;$$

$$H_{03} : y_{A2} \nrightarrow y_2.$$

On recherche désormais une procédure permettant de tester les séquences d'hypothèses nulles relatives à une chaîne de transmission, qui raisonne sur l'estimation d'un seul type de système liant toutes les variables, et minimise la complexité du calcul économétrique, sans perte de validité statistique. On a mis en évidence que la transmission monétaire doit être étudiée empiriquement à la fois à court et à long terme. Il appartient donc d'analyser les avantages et inconvénients des approches causales spécifiques au court terme ou au long terme.

¹²Par simulation, on montre que cette hypothèse nulle conduit à des résultats d'interprétation totalement différents avec ceux que l'on obtient à partir de la chaîne causale conforme à l'hypothèse de transmission monétaire. Voir p. 148.

2.2.2 L'exclusion de procédures spécifiques au traitement du court ou du long terme

La nécessité d'étudier empiriquement la transmission monétaire par composantes temporelles conduit à s'intéresser aux différentes approches causales spécifiques soit au court terme soit au long terme. Les approches causales de long terme mettent en évidence la nécessité de tenir compte de liens de cointégration dans l'analyse. Les approches de court terme offrent des possibilités pour traiter l'existence mais aussi la mesure de l'effectivité.

Les enseignements tirés des approches spécifiques au long terme

Deux types d'approches sont envisageables. Celles qui raisonnent sur les variables prises une à une et celles qui raisonnent sur des groupes de variables.

Dans la première approche, on se focalise sur la procédure de Bruneau et Nicolaï (1995) et celle de Bruneau et Jondeau (1999 a et b)¹³.

Bruneau et Nicolaï généralisent la notion de neutralité statistique mise en évidence par Stock et Watson (1989a). Cette approche doit être rejetée pour plusieurs raisons. Tout d'abord, la définition causale utilisée est celle de Sims. Comme déjà signalé à la page 86, cette définition ne permet pas de distinguer la causalité instantanée de la causalité retardée, alors que la transmission monétaire est une liaison causale retardée entre les sphères monétaires et réelles. Par ailleurs, cette approche n'est aisément mise en oeuvre que dans un cas trivarié. Ainsi, cette procédure ne peut aider à mettre en évidence un mécanisme de transmission induite. En effet, celle-ci suppose la présence de quatre variables : la variable de contrôle de la politique monétaire, deux variables de transmission et une variable de la sphère réelle.

Bruneau et Jondeau caractérisent la non-causalité par la nullité de fonctions des multiplicateurs de long terme au sein d'un système VAR cointégré. Comme celle de Bruneau et Nicolaï, leur procédure utilise une statistique de Wald à la différence qu'ici, il s'agit d'une causalité de long terme au sens de Granger. L'avantage principal de cette méthode réside dans la convergence obligatoire de la statistique de test vers une distribution standard du khi-deux. De plus, contrairement à Bruneau et Nicolaï (1995), il semble être possible de tester les causalités relatives aux canaux directs et induits de transmission, grâce à une combinaison de systèmes appropriés.

¹³Je remercie C. Bruneau et E. Jondeau pour les explications relatives aux deux procédures. Des compléments techniques sur chacune des procédures sont exposés aux pages 103 et 104.

Néanmoins, contrairement à la méthode de Bruneau et Nicolaï qui offre la possibilité de tester la causalité, qu'il y ait cointégration ou non, la procédure de Bruneau et Jondeau n'est valable que si l'unique système estimé est cointégré ; ce n'est pas forcément le cas quand on met en relation les variables monétaires, financières et réelles.

Par conséquent, si l'objectif est de ne s'intéresser qu'aux composantes de long terme en ne raisonnant pas par groupes de variables, les deux procédures causales multivariées disponibles ne semblent pas appropriées pour démontrer empiriquement toute l'effectivité de la transmission monétaire entre les sphères monétaire et réelle. Toutefois, la recherche de leurs limites permet de faire ressortir que **la procédure causale de mise en évidence des canaux de transmission doit être utilisable qu'il y ait cointégration ou non entre les séries.** Par ailleurs, **par souci d'efficacité, le test de restrictions doit recourir à une statistique de Wald qui converge automatiquement vers une loi standard.** En effet, les alternatives comme le multiplicateur de Lagrange ou le rapport de vraisemblance requiert l'estimation des modèles contraints et non contraints. Il n'en est pas de même pour une statistique de Wald qui nécessite l'estimation du seul modèle non contraint.

Yamamoto et Kurozumi (2003) généralisent la procédure de Bruneau et Jondeau (1999a et b) à des groupes de variables. On pourrait donc envisager une étude de la transmission à long terme à partir des trois ensembles de variables : la variable de politique monétaire, la ou les variables de transmission, l'ensemble des variables réelles. Une telle approche se heurte à des difficultés statistiques que l'on ne retrouve pas dans les procédures raisonnant par variables prises une à une. La procédure de Yamamoto et Kurozumi est très explicite à cet effet¹⁴. La statistique de Wald servant à tester la causalité n'est pas toujours calculable en raison d'un problème d'inversibilité de matrices lié au travail sur des groupes de variables. Il faut un traitement statistique supplémentaire qui est contraire au principe d'efficacité recherché dans la procédure empirique.

Par ailleurs, raisonner sur des ensembles de variables pose une difficulté d'interprétation par rapport à l'objet d'étude qu'est la transmission monétaire. On ne peut identifier les variables qui constituent les chaînes de transmission dans la causalité entre les trois groupes de variables. Pour cela, il faudrait refaire des tests de causalité en ne raisonnant pas sur des groupes de variables, mais sur les variables prises une à une. On en déduit qu'une causalité entre des

¹⁴Je tiens à remercier T. Yamamoto pour avoir accepté, au cours de l'année 2004, une correspondance au sujet de ces travaux, bien qu'ils ne fussent pas encore publiés. Un complément technique sur cette procédure est disponible à la page 105.

groupes de variables de la sphère monétaire et de la sphère réelle, est une condition nécessaire mais non suffisante à l'existence d'une chaîne de transmission monétaire. Une procédure causale par groupes de variables souffre automatiquement d'un manque d'efficacité pour tester l'existence d'une chaîne de transmission, à l'image de l'analyse causale contrefactuelle.

On en déduit que **le moyen le plus efficace de tester l'existence d'une chaîne de transmission doit nécessiter une seule estimation d'un système liant toutes les variables**. Il faut **tester directement la séquence de tests de causalité** caractérisant la chaîne de transmission, pour éviter tout test d'une condition nécessaire mais non suffisante de son existence. Pour cela, le **recours à une statistique de test aisément calculable suivant une loi standard** s'impose. Enfin, si on traite de la transmission à long terme, le système devant contenir toutes les variables de la chaîne testée, il faut que **la procédure soit capable de traiter de la présence ou non de lien de cointégration**.

Que peut-on tirer des approches causales traitant spécifiquement du court terme ?

Les enseignements tirés des approches spécifiques au court terme¹⁵

Pour le traitement du long terme, on ne recense pas de procédure fondée directement sur une mesure d'intensité de relations. Les approches de long terme se limitent à un test d'existence d'une relation causale et à des fonctions de réponse aux chocs. Au niveau des procédures spécifiques au court terme, il en existe pour tester la causalité et mesurer son intensité.

Une première possibilité revient à travailler à partir de l'approche de Doz et Lenglart (1999). Elle est la traduction, dans le domaine temporel, de la méthode fréquentielle de Forni et Reichlin (1998). Par rapport à la problématique, l'idée consisterait à dégager les phénomènes cycliques communs entre les variables d'étude à l'intérieur de chaque sphère. Pour cela, il faudrait réaliser une Analyse des Composantes Principales – ACP – des variables réelles puis monétaires. De là, on construirait une variable synthétique du cycle commun aux variables réelles et *idem* pour les variables monétaires. Il resterait toujours la possibilité d'identifier la contribution de chaque variable réelle ou monétaire à l'indicateur synthétique du cycle commun aux deux sphères. Il s'agirait de renouveler cette opération sur tous les ensembles de variables constitutives d'une chaîne de transmission. Une approche alternative à

¹⁵Je remercie G. Bentoglio et M. Lemoine pour les quelques entrevues accordées au sujet de certaines procédures spécifiques au court terme.

l'ACP consisterait en un indicateur coïncident des mouvements entre variables (respectivement monétaires et réelles), pour chaque chaîne de transmission. On s'inspirerait des indicateurs coïncidents proposés par Stock et Watson (1991), Kim et Nelson (1999). Une fois construits ces indicateurs synthétiques de cycles communs, il serait possible d'étudier la causalité de l'indicateur synthétique monétaire vers celui du réel.

Au-delà de sa lourdeur, l'inconvénient de cette démarche réside dans la distinction des différents canaux monétaires de transmission identifiés théoriquement. Elle est difficile à mettre en oeuvre, car on synthétise l'information sur les variables de chaque sphère avant la mise en évidence des différents canaux. Une meilleure approche consisterait plutôt à dégager empiriquement les divers canaux de transmission à partir des données brutes¹⁶ puis à synthétiser l'information sur l'effectivité des canaux de transmission identifiés. C'est la démarche qui sera suivie.

Une deuxième possibilité pour traiter spécifiquement de la causalité de court terme est de recourir à la méthode de Geweke (1982). On utiliserait les composantes transitoires des séries extraites par une modélisation structurelle à composantes inobservables (MSCI), car cette méthode est valide statistiquement que sur données stationnaires. Par rapport à l'objet d'étude, la démarche de Geweke se déroulerait de la manière suivante.

Geweke propose une décomposition de l'intensité de la dépendance linéaire entre deux séries (deux composantes transitoires ici pour l'étude de la transmission) y_{1t} et y_{2t} . Elle est fondée sur la distinction entre, les intensités des causalités au sens de Granger (1969) unidirectionnelles non instantanées de $y_{1t} \rightarrow y_{2t}$ et de $y_{2t} \rightarrow y_{1t}$, et l'intensité de la rétroaction linéaire instantanée notée $y_{1t} \leftrightarrow y_{2t}$. Sous l'hypothèse d'absence de corrélations entre les résidus et les régresseurs, Geweke définit les mesures de rétroactions linéaires entre y_{1t} et y_{2t} à partir des systèmes suivants¹⁷ :

$$\begin{cases} y_{2t} = \sum_{\tau=1}^{\infty} \alpha_{1\tau} y_{2t-\tau} + u_{1t}, \text{ avec } var(u_{1t}) = \Gamma_1 \\ y_{1t} = \sum_{\tau=1}^{\infty} \beta_{1\tau} y_{1t-\tau} + w_{1t}, \text{ avec } var(w_{1t}) = \Lambda_1 \end{cases} \quad (2.6)$$

$$\begin{cases} y_{2t} = \sum_{\tau=1}^{\infty} \alpha_{2\tau} y_{2t-\tau} + \sum_{\tau=1}^{\infty} \gamma_{2\tau} y_{1t-\tau} + u_{2t}, \text{ avec } var(u_{2t}) = \Gamma_2 \\ y_{1t} = \sum_{\tau=1}^{\infty} \delta_{2\tau} y_{2t-\tau} + \sum_{\tau=1}^{\infty} \beta_{2\tau} y_{1t-\tau} + w_{2t}, \text{ avec } var(w_{2t}) = \Lambda_2 \end{cases} \quad (2.7)$$

¹⁶Par données brutes, on entend des données non synthétisées et n'ayant pas l'objet d'une décomposition par composantes temporelles. Les données au plus ont subi une transformation logarithmique et sont calculées en termes constants.

¹⁷Cette présentation de la procédure de Geweke s'inspire de l'exposé réalisé dans Bresson et Pirotte (1995).

$$\left\{ \begin{array}{l} y_{2t} = \sum_{\tau=1}^{\infty} \alpha_{3\tau} y_{2t-\tau} + \sum_{\tau=0}^{\infty} \gamma_{3\tau} y_{1t-\tau} + u_{3t}, \text{ avec } \text{var}(u_{3t}) = \Gamma_3 \\ y_{1t} = \sum_{\tau=1}^{\infty} \delta_{3\tau} y_{2t-\tau} + \sum_{\tau=1}^{\infty} \beta_{3\tau} y_{1t-\tau} + w_{3t}, \text{ avec } \text{var}(w_{3t}) = \Lambda_3 \end{array} \right. \quad (2.8)$$

$$\left\{ \begin{array}{l} y_{2t} = \sum_{\tau=1}^{\infty} \alpha_{4\tau} y_{2t-\tau} + \sum_{\tau=-\infty}^{\infty} \gamma_{4\tau} y_{1t-\tau} + u_{4t}, \text{ avec } \text{var}(u_{4t}) = \Gamma_4 \\ y_{1t} = \sum_{\tau=-\infty}^{\infty} \delta_{4\tau} y_{2t-\tau} + \sum_{\tau=1}^{\infty} \beta_{4\tau} y_{1t-\tau} + w_{4t}, \text{ avec } \text{var}(w_{4t}) = \Lambda_4 \end{array} \right. \quad (2.9)$$

Geweke (1984) propose une définition de l'existence causale au sens de Granger. Cependant, dès que la causalité instantanée coexiste avec une causalité unidirectionnelle, l'interprétation des résultats devient délicate. L'idée consiste alors à mesurer directement des intensités causales plutôt que de recourir à la mise en évidence de l'existence causale. Il propose une mesure de l'intensité causale. Elle traduit l'accroissement du pouvoir prédictif de la variable causée lié à la considération de la variable causale. L'intensité de la dépendance linéaire entre y_{2t} et y_{1t} ($F_{y_{1t}, y_{2t}}$) vaut :

$$F_{y_1, y_2} = F_{y_2 \rightarrow y_1} + F_{y_1 \rightarrow y_2} + F_{y_1 \leftrightarrow y_2} \quad (2.10)$$

où

$$F_{y_2 \rightarrow y_1} = \log \left(\frac{|\Lambda_1|}{|\Lambda_2|} \right) = \log \left(\frac{|\Gamma_3|}{|\Gamma_4|} \right),$$

$$F_{y_1 \rightarrow y_2} = \log \left(\frac{|\Lambda_3|}{|\Lambda_4|} \right) = \log \left(\frac{|\Gamma_1|}{|\Gamma_2|} \right),$$

$$F_{y_1 \leftrightarrow y_2} = \log \left(\frac{|\Lambda_2|}{|\Lambda_3|} \right) = \log \left(\frac{|\Gamma_2|}{|\Gamma_3|} \right).$$

Par souci d'efficacité en terme d'utilisation et d'interprétation, ces différentes mesures d'intensités causales satisfont les propriétés suivantes :

- Elles sont strictement positives en cas de causalité et ne s'annulent que s'il n'y a pas de causalité ;

- Elles sont simples à déterminer. Geweke utilise des régressions multiples par Moindres Carrés Ordinaires (MCO) dans les équations (2.6) à (2.9) ;

- Leur niveau est une fonction croissante de l'intensité causale.

Ici, on raisonne dans le cadre bivarié. Or, la transmission monétaire nécessite au moins une analyse trivariée. L'approche de Geweke propose une analyse multivariée si l'on souhaite

étudier la causalité entre y_1 et y_2 conditionnelle à une troisième variable y_A . Elle pourrait jouer le rôle de variable caractéristique d'un canal de transmission précis. Dans ce cas, il suffirait d'ajouter dans chacune des huit équations composant les systèmes (2.6) à (2.9), $\sum_{\tau=0}^{\infty} \zeta_{i\tau} y_{At-\tau}$ pour $i = \{1, \dots, 4\}$ avec y_A une variable conditionnelle (par exemple une composante cyclique d'une variable de transmission monétaire). On peut mettre plusieurs variables conditionnelles si elles sont stationnaires.

Dans l'approche de Geweke, pour l'étude de la transmission monétaire à court terme, seules importerait les intensités causales $F_{y_1 \rightarrow y_2}$ si y_1 constitue la variable de politique monétaire et y_2 une variable réelle. Ceci s'explique par le fait que d'une part, on traite d'une causalité du monétaire vers le réel, et que d'autre part, cette causalité se fait forcément avec un décalage temporel incompatible avec une causalité instantanée.

Cependant, dans cette approche, le problème principal vient du fait que, la causalité supposée par la transmission monétaire entre les trois voire quatre variables, ne peut être évaluée. En effet, les variables de transmission dans la procédure de Geweke jouent le rôle de variable conditionnelle exogène. L'importance d'endogénéiser toutes les variables concernées par quelque canal de transmission a déjà été mise en évidence¹⁸.

De plus, il s'agit d'une procédure offrant une mesure précise de l'intensité causale qui correspondrait au niveau de transmission des différents canaux. Pour autant, la mise en évidence d'un seul canal de transmission nécessite l'estimation de deux systèmes différents – les équations (2.6) et (2.7) ou les équations (2.8) et (2.9) –. Cette procédure ne respecte donc pas le principe d'efficacité selon lequel il serait plus approprié de tester l'effectivité à partir d'un seul système estimé.

L'étude de la méthode de Geweke fournit les règles à respecter pour la construction d'une mesure de l'intensité causale.

Des approches jusqu'ici explorées pour tester l'effectivité de la transmission monétaire, on tire plusieurs enseignements.

Il ne faut pas synthétiser l'information sur chacune des sphères avant d'appliquer tout test de causalité entre le monétaire et le réel. Une synthèse des résultats ne peut être envisagée qu'une fois réalisés les tests de causalité, ainsi que l'évaluation des niveaux d'effectivité de chaque canal. De plus, pour prouver l'existence de tout canal de transmission, **il paraît plus optimal de raisonner sur un même type système**, afin de simplifier la

¹⁸Se reporter à la p. 89.

procédure économétrique. Ce système doit être **en mesure de traiter les variables stationnaires comme non stationnaires, avec relation de cointégration ou non**. Il doit offrir la possibilité de traiter, de manière cohérente, la transmission selon les composantes transitoires ou permanentes des séries. **Le test d'existence de la transmission est fondé sur une procédure causale au sens de Granger avec une statistique de test de Wald convergeant automatiquement vers une loi standard de type khi-deux. L'existence de la transmission repose sur le rejet de la séquence d'hypothèses relatives à chaque maillon de la chaîne causale.** A partir du même système estimé pour le test d'existence de la transmission, il faut pouvoir **proposer une mesure de l'intensité causale qui respecte les trois règles définies par Geweke (1982) rappelées à la page 100. Le calcul de l'indicateur d'intensité causale ne doit pas différer selon qu'il s'agit de la composante transitoire (transmission de court terme) ou de la composante persistante (transmission de long terme).**

Toutes les approches jusque-là rejetées ont en commun de traiter soit la causalité de court terme, soit la causalité de long terme. Or, il faudrait une cohérence dans le traitement empirique de la transmission entre le court terme et le long terme. En effet, il faudrait pouvoir comparer l'intensité des mécanismes de transmission selon qu'il s'agit d'une causalité à court ou à long terme. Ceci impose que les différences de résultats entre le court et le long terme ne proviennent pas de l'utilisation d'approches causales spécifiques pour chaque horizon temporel. C'est pourquoi il s'agit d'explorer les procédures causales susceptibles de traiter de manière cohérente la transmission de court et de long terme, tout en tenant compte des enseignements tirés jusqu'ici.

La procédure de Bruneau et Nicolaï (1995)

Selon Bruneau et Nicolaï (1995), dans un système multivarié, éventuellement cointégré, une variable cause une autre de manière persistante si, à chaque instant du temps, l'observation de la variable supposée causale affecte la prévision de long terme de la variable supposée causée.

On part de $Y_t = \begin{pmatrix} y_{1t}, \dots, y_{nt} \\ (T,1) \quad (T,1) \end{pmatrix}' \stackrel{19}{\sim} I(1)$.

Afin d'éviter toute combinaison linéaire des innovations canoniques des différentes composantes de Y , Bruneau et Nicolaï considèrent qu'à chaque date, chaque variable subit un choc défini comme son innovation canonique dans le système liant les variables de Y ²⁰. On peut écrire :

$$Y_t = C(L) \varepsilon_t \quad (2.11)$$

avec $\varepsilon_t \sim \mathcal{N}(0, \Omega_\varepsilon)$, $C(0) = I$ et $Y_{it} = \sum_{h=1}^n C_{1,h}(L) \varepsilon_{ht}$. Sous forme orthogonalisée, on obtient :

$$Y_t = \Theta(L) \varepsilon_t^* \quad (2.12)$$

où $\Theta(L) = \Theta_{ij}(L) = C(L) G^{-1}$, avec G la matrice diagonale telle que $G \Omega_\varepsilon G' = \text{var}(\varepsilon_t^*)$ et que, $\forall 1 \leq i \leq n$, les innovations ε_{it}^* soient non corrélées.

Si on s'intéresse à la non-causalité, $y_1 \nrightarrow y_2 \Leftrightarrow \Theta_{12}(L) = 0$.

Bruneau et Nicolaï (1995) démontrent que la condition de non-causalité persistante de $y_1 \nrightarrow y_2$ s'exprime par la nullité du multiplicateur dynamique $\Theta_{12}(1)$, issu d'une décomposition de Wold "orthogonalisée". La particularité du schéma d'orthogonalisation dans cette méthode est que l'orthogonalisation conserve inchangées les innovations de la variable causale. En l'occurrence, on a :

$$\varepsilon_{1t}^* = \varepsilon_{1t}. \quad (2.13)$$

¹⁹Le symbole "' signifie que l'on prend la transposée de l'expression mathématique.

²⁰Ceci se justifie d'autant plus que l'utilisation des méthodes de décomposition traditionnelle de Choleski entraînent une dépendance de la causalité à un ordre implicitement causal des variables, dans le système unissant les composantes de Y . La méthode de Blanchard et Quah (1989) conduit à l'apparition de récursivités non souhaitées.

Tester l'hypothèse nulle $H_0 : y_1 \nrightarrow y_2$ à partir de la nullité du multiplicateur dynamique liant les deux variables est complexe, sauf dans le cas trivarié où on peut avoir un test simple fondé sur une statistique de Wald standard²¹.

La procédure de Bruneau et Jondeau (1999 a et b)

De manière générale on part du VAR(p) :

$$\Lambda(L) Y_t = \varepsilon_t \text{ où } \Lambda(L) = I_n - \sum_{i=1}^p A_i L^i \text{ et } Y_t \sim I(1).$$

La décomposition de Wold des différences premières conduit à écrire que :

$$\Delta Y_t = C(L) \varepsilon_t$$

Dès lors, H_0 correspondant à $y_j \nrightarrow y_k$ à long terme est validée uniquement si :

$$\sum_i C_{ki}(1) \Lambda_{ij}(L) = 0.$$

Cette condition est une synthèse de la neutralité statistique de Stock et Watson (1989a), c'est-à-dire $C_{ki}(1) = 0$, et de la condition $\sum_{i \neq j} C_{ki}(1) \Lambda_{ij}(1) = 0$ ²².

Les auteurs cherchent une statistique susceptible de tester $H_0 : y_j \nrightarrow y_k$ dans le cadre des systèmes non stationnaires.

Soit le système suivant :

$$\Delta Y_t = A_0 + \alpha \beta' Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t. \quad (2.14)$$

avec $\varepsilon_t \sim \mathcal{N}(0, \Omega_\varepsilon)$ et $Y \sim I(1)$.

Le processus vectoriel à correction d'erreurs – VECM(p) – peut être écrit sous la forme :

$$\Gamma(L) \Delta Y_t = \alpha \beta' Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.15)$$

où $\Gamma(L) = I_n - \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i L^i$, $\Gamma_i = - \sum_{j=i+1}^p \Lambda_j$ pour $1 \leq i \leq p-1$.

Pour tester H_0 , on utilise la statistique de Wald²³:

$$W_{BJ} = T g'_{kj}(\hat{\Theta}) \Omega_{g_{kj}}^{-1} g_{kj}(\hat{\Theta}) \sim \chi_p^2, \forall k \neq j, 1 \leq j \leq n.$$

²¹ Voir en annexes p. 264 pour le détail mathématique concernant les deux cas aisément testables dans une approche trivariée.

²² Ceci prouve que la neutralité statistique de long terme est une condition nécessaire mais non suffisante de non-causalité de long terme.

²³ Pour plus de détails se reporter à l'annexe 2 de l'article de Bruneau et Jondeau (1999a), ainsi qu'à l'annexe de la thèse p. 269.

La procédure de Yamamoto et Kurozumi (2003)

Les auteurs partent de l'équation (2.14) de la page 104.

Ils posent $C_{(n,n)} = [c_{ij}] = C(1) = \underbrace{\beta_{\perp}}_{(n,n-r)} \left(\underbrace{\alpha'_{\perp}}_{(n-r,n)} \underbrace{\Gamma}_{(n,n)} \underbrace{\beta_{\perp}}_{(n,n-r)} \right)^{-1} \alpha'_{\perp}$, la matrice dite de chocs de long terme²⁴.

α_{\perp} et β_{\perp} sont des matrices telles que : $\alpha'_{\perp} \cdot \alpha = \beta'_{\perp} \cdot \beta = 0$.

$\Gamma = - \left(\frac{\partial A(L)}{\partial L} \right)_{L=1} - \Pi$ où $A(L)$ est telle que :

$$A(L)Y_t = \mu + \delta D_t + \varepsilon_t \quad (2.16)$$

μ correspond à une constante et D_t à un terme déterministe pouvant être notamment une *dummy*.

$$\text{Soit } \bar{B} = C [I_n, -\Gamma_1, \dots, -\Gamma_{p-1}] \quad (2.17)$$

Supposons qu'on s'intéresse à la non-causalité de Y_1 vers Y_2 , deux vecteurs dont les composantes peuvent être respectivement des variables réelles et financières. Yamamoto et Kurozumi (2003) démontrent que sous $H_0 \left(\begin{array}{c} R_R^* Y \not\leftrightarrow R_L Y \\ (n_2,n) \quad (n_1,n) \end{array} \text{ à long terme} \right)$, $\sqrt{T} \text{vec} \left\{ \widehat{B} \right\} \xrightarrow{d} \mathcal{N} (0, R\Omega R')$ avec :

$$R_R^* = \begin{bmatrix} 0 & I_{n_2} \end{bmatrix}, \quad R_L = \begin{bmatrix} I_{n_1} & 0 \end{bmatrix};$$

$$R = R_L \otimes R_R, \text{ avec } R_R = I_p \otimes R_R^*;$$

Ω est une matrice de dimension $(n^2 p, n^2 p)$ ²⁵.

On en déduit la statistique de Wald :

$$W_{YK} = T \left(R\hat{b} \right)' \left(R\Omega R' \right)^{-1} \left(R\hat{b} \right) \quad (2.18)$$

où $\hat{b} = \text{vec} \left(\widehat{B} \right)$ et $R = R_L \otimes R_R$, avec $R_R = I_p \otimes R_R^*$.

W_{YK} n'est pas toujours calculable en raison de la non-inversibilité possible de $R\Omega R'$. Cette singularité de $R\Omega R'$ provient elle-même de la dégénérescence potentielle de Ω . Ce problème d'inversion de matrice de variance-covariance ne se pose pas pour les procédures n'utilisant pas des groupes de variables. La généralisation des procédures causales sur groupes

²⁴ $C(L)$ est issue d'une représentation où $\Delta Y_t = C(L) \varepsilon_t$, $C(L) = \sum_{i \geq 0} C_i L^i$ et $C_0 = I_n$.

²⁵Voir en annexes p. 271 pour le détail du calcul de la matrice Ω .

de variables impose de résoudre l'impossibilité de calculer la statistique de Wald lorsque la matrice de variance-covariance est dégénérée²⁶. Pour y parvenir, il faut minimiser le nombre d'étapes de calcul. Yamamoto et Kurozumi (2003) proposent deux méthodes pour résoudre les difficultés de calcul de la statistique de Wald en cas de dégénérescence de la matrice de variance-covariance²⁷. Toutefois, la présentation de Yamamoto et Kurozumi (2003) garde l'inconvénient de celle de Bruneau et Jondeau (1999). Elle ne peut s'appliquer que pour étudier les mouvements de long terme et si toutes les variables du vecteur Y sont $I(1)$.

²⁶Pour un exposé des difficultés engendrées par la dégénérescence de la matrice de covariance d'estimation, voir Johansen (1995) et Paruolo (1997).

²⁷Voir en annexes p. 272.

2.3 La recherche d'une procédure causale cohérente entre le court terme et le long terme

Un certain nombre de principes en faveur d'une efficacité du traitement empirique ont pu être dégagés. On sait théoriquement que la transmission monétaire n'est pas la même à court et à long terme. Il est donc impératif de disposer d'une procédure économétrique permettant de comparer de manière cohérente, les résultats de l'inférence causale à court et à long terme. Ce sera l'objet de cette section. Une lecture économétrique du temps cohérente entre les deux horizons temporels peut être obtenue de deux manières.

– Soit on raisonne sur un système de données brutes avec deux parties. Dans chaque équation, une partie est dédiée à la composante persistante, l'autre à la composante transitoire. Cette approche est celle de Toda et Phillips (1993 et 1994).

– Soit on utilise un procédé adéquat d'extraction des composantes temporelles des variables. Une fois l'extraction réalisée, sur un même type de système, on teste d'une part la causalité entre les composantes de court terme, puis d'autre part la causalité entre les composantes de long terme. Cette approche s'appuie sur des systèmes VAR-MCO corrigés.

Dans un premier temps, on analysera les raisons pour lesquelles l'approche de Toda et Phillips est inopportune par rapport à l'étude de la transmission monétaire. Dans un second temps, on déterminera la procédure la plus appropriée sur système VAR-MCO corrigé.

2.3.1 L'inadéquation de la procédure de Toda et Phillips

Les travaux de Toda et Phillips (1993 et 1994) tentent au départ de généraliser à des groupes de variables les résultats de Sims, Stock et Watson (1990)²⁸ qui travaillent sur un système trivarié.

On part de l'équation (2.14) de la page 104, avec cette fois :

$$Y_t = \begin{pmatrix} Y_{1t} & Y_{2t} & Y_{3t} \\ (n_1, T) & (n_2, T) & (n_3, T) \end{pmatrix}' \quad (2.19)$$

où $\sum_{i=1}^3 n_i = n$.

Supposons que l'on s'intéresse à la causalité des n_3 dernières variables de Y (Y_3) vers les n_1 premières variables (Y_1). Sous H_0 : non-causalité de long terme de Y_3 vers Y_1 , $\Pi_{13} = 0$.

²⁸Le résultat le plus important des auteurs est que les statistiques de Wald suivent une loi du khi-deux à condition que les séries soient cointégrées et que l'équilibre de long terme contienne la variable supposée non causale sous l'hypothèse nulle.

Plus précisément en faisant abstraction de la partie de court terme du modèle vectoriel à corrections d'erreur (VECM), l'équation (2.14) s'écrit ici :

$$\begin{pmatrix} Y_{1t} \\ Y_{2t} \\ Y_{3t} \end{pmatrix} = \begin{bmatrix} \Pi_{11} & \Pi_{12} & \Pi_{13} \\ (n_1, n_1) & (n_1, n_2) & (n_1, n_3) \\ \Pi_{21} & \Pi_{22} & \Pi_{23} \\ (n_2, n_1) & (n_2, n_2) & (n_2, n_3) \\ \Pi_{31} & \Pi_{32} & \Pi_{33} \\ (n_3, n_1) & (n_3, n_2) & (n_3, n_3) \end{bmatrix} \cdot \begin{pmatrix} Y_{1t-1} \\ Y_{2t-1} \\ Y_{3t-1} \end{pmatrix} + \dots \quad (2.20)$$

avec $\Pi_{13}(L) = \Pi_{1,13} + \Pi_{2,13}L + \dots + \Pi_{2,13}L^{p-1}$.

Les auteurs démontrent dans leurs travaux de 1993 qu'avec $\Pi = \alpha\beta'$, si $rg(\beta_3) = n_3$ ou $rg(\alpha_1) = n_1$, la statistique de Wald associé à H_0 converge vers un $\chi_{n_1 n_3 p}^2$ ²⁹. C'est le seul cas qui garantit l'inversibilité de la matrice de variance-covariance dans le calcul de la statistique de Wald. La non-convergence possible vers une distribution standard de la statistique de test provient des non-linéarités contenues dans les restrictions testées ($\alpha_1\beta_3' = 0$). Or, empiriquement il est difficile de développer une procédure de test simple, dans laquelle on vérifierait d'abord que α_1 ou β_3' est de plein rang colonne, avant d'appliquer le test de Wald avec une distribution asymptotique standard.

L'approche de Toda et Phillips est plus complète que celle de Hall et Milne (1994)³⁰, mais elle est plus difficile à mettre en oeuvre, sauf si $n_1 = 1$ ou $n_3 = 1$.

Pour tester la causalité de court terme, dans la procédure de Toda et Phillips, il faut appliquer une statistique de Wald sur les coefficients Γ_i de l'équation (2.14) liés à l'hypothèse nulle testée.

Cette procédure semble compatible avec la mise en évidence d'un canal de transmission à partir d'une unique estimation liant les variables d'analyse. Toute chaîne de transmission pourrait être testée sur ce type de système, puisqu'il suffirait, à partir d'une même estimation, de réordonner les variables de Y_t , afin de pouvoir toujours se retrouver avec un découpage de Y_t conforme à l'écriture de l'équation (2.19). En reprenant les noms des variables de la page 95, on choisirait l'ordre suivant dans Y_t :

²⁹Pour plus de précisions se reporter à la démonstration pp. 1381-1382 de Toda et Phillips (1993).

³⁰Voir en annexes p. 278 pour une précision sur le rapport entre la procédure de Toda et Phillips et celle de Hall et Milne.

Tab. 2 *Ordre des variables dans le système – Toda et Phillips (1994) – pour le test d'une chaîne de transmission monétaire*

Hypothèses nulles	Y_{1t}	Y_{2t}	Y_{3t}
Cas d'un canal monétaire direct			
H_{01}	y_1	y_2	y_{A1}
H_{02}	y_{A1}	y_1	y_2
Cas d'un canal monétaire induit			
H_{01}	y_1	y_1, y_{A2}	y_{A1}
H_{02}	y_{A1}	y_1, y_2	y_{A2}
H_{03}	y_{A2}	y_1, y_{A1}	y_2

Cependant, Toda et Phillips (1993) reconnaissent des biais inéluctables dans leur procédure. Ils résultent de la présence de plusieurs étapes (test de racines unitaires, test de cointégration, puis test de causalité sur le système VECM estimé) obligatoires avant le test de causalité, chacune comportant des biais. Cette procédure présente de ce fait une perte d'efficacité.

Il en résulte que **pour une approche cohérente entre le court terme et le long terme, il est préférable d'éviter des modèles sur données brutes avec une partie du système consacré au long terme et l'autre consacré au court terme**. Ceci s'explique par le **manque d'efficacité** engendré par l'obligation d'étapes préliminaires au test de causalité. Elles introduisent de **l'imprécision dans l'inférence causale**.

2.3.2 Les avantages des procédures sur système VAR-MCO corrigé : le choix d'une méthode de TYDL³¹ modifiée

Un **premier avantage** de ces procédures est de **travailler sur données en niveau**. Dès lors, on est certain de capter sans perte d'information toutes les dynamiques temporelles (court et long terme) des variables mises en relation.

Un **deuxième avantage** résulte de **l'efficacité de ces procédures**. Elle ne nécessite pas obligatoirement d'étapes préliminaires au test de causalité. Selon un raisonnement logique de Toda et Yamamoto (1995), ce qui importe fondamentalement pour l'économiste n'est pas de savoir si les variables sont intégrées voire cointégrées, mais de tester des restrictions matérialisant des hypothèses théoriques. C'est tout l'intérêt des tests de causalité qui peuvent se priver des tests préliminaires de racines unitaires et de cointégration. Ces méthodes, qui ne cherchent

³¹Toda, Yamamoto, Dolado et Lütkepohl.

Encadré n°5 L'origine des biais dans la procédure de Toda et Phillips

En premier lieu, cette procédure impose une étude précise de la cointégration entre les séries, avant d'appliquer un test de causalité. Or, les résultats des statistiques de tests de cointégration – λ_{trace} et de la $\lambda_{\text{max}}^{(*)}$ – peuvent parfois être contradictoires. Dans ce cas, il faut examiner le vecteur cointégrant. Plus précisément, l'interprétation économique importe pour arbitrer entre plusieurs possibilités de relations de cointégration liant les variables de Y . Cependant, l'incertitude sur le nombre de relations de cointégration peut affecter fortement l'inférence causale. Le système étant multivarié (trois ou quatre variables selon que l'on étudie un mécanisme de transmission monétaire direct ou induit), il peut exister plusieurs relations de cointégration. Ceci rend délicat une lecture unique des mouvements de long terme à travers une seule relation de cointégration, bien que l'on puisse imaginer une relation issue d'une combinaison linéaire des deux ou trois autres.

En second lieu, au niveau des tests de détection du nombre de relations de cointégration, on dispose d'un choix entre différents modèles. Le premier type de modèle rejette la présence d'une tendance déterministe pour des variables expliquées en niveau, ainsi que celle d'une constante dans les équations cointégrant. Le deuxième type de modèle accepte uniquement la présence d'une constante dans les équations cointégrant, alors que le troisième autorise uniquement une tendance linéaire au niveau des variables expliquées. Quant au quatrième type de modèle, il retient la présence d'une tendance linéaire à la fois dans les équations cointégrant et au niveau du vecteur de données Y . Le dernier type de modèle présente la particularité d'accepter une tendance quadratique pour les variables de Y et une tendance linéaire dans les équilibres de long terme. Le choix entre ces cinq spécifications est guidé par des considérations d'ordre pratique. Les premier et dernier types de modèle sont rarement utiles, respectivement en raison d'une validité soumise à la nullité en moyenne des variables de Y , et d'une faible capacité prédictive. Le deuxième type sert surtout quand aucune des séries expliquées ne semble contenir une tendance. Le troisième type de modèle est utile si toutes les variables comportent une tendance stochastique, alors que le quatrième modèle est plus précis quand certaines séries sont stationnaires en tendance. L'arbitrage entre les différents modèles ne peut donc se faire sans considérer les résultats relatifs à la significativité des paramètres des tests de racines unitaires tels que celui de Dickey et Fuller Augmenté (1981) ou de Phillips et Perron (1986)... Par conséquent, dans la procédure de Toda et Phillips, la nature des résultats sur les tests de racines unitaires influence assez fortement l'écriture du système estimé et, par voie de conséquence, l'inférence causale qui en découle. Or, les tests de racines unitaires se caractérisent généralement par une assez faible puissance. De l'imprécision peut donc être introduite dans les résultats d'analyse.

En dernier lieu, l'ensemble des inconvénients précédents est d'autant plus marqué que la taille de l'échantillon est réduite. D'une part, chaque étape préliminaire au test de causalité (tests de racines unitaires, tests de cointégration) comporte des biais potentiellement dommageables pour l'inférence causale. D'autre part, comme le montrent par simulation Reimers (1992) puis Toda (1995), les tests de rang de cointégration de Johansen (1992) dépendent fortement des paramètres d'erreurs sur des échantillons réduits. Il en résulte un risque de biais supplémentaire.

(*)
$$\lambda_{\text{trace}}(r) = -T \cdot \sum_{i=r+1}^g \ln(1 - \hat{\lambda}_i), \quad \lambda_{\text{max}}(r, r+1) = -T \cdot \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1}),$$
 avec

les $\hat{\lambda}$ correspondant aux valeurs propres de Π et r le nombre de vecteurs cointégrant.

pas à étudier explicitement des relations de cointégration, permettent d'éviter les difficultés potentielles d'interprétation liées à la présence de plusieurs relations de cointégration. Ceci appelle un **troisième avantage**.

Dans l'approche de Toda et Phillips (1994), la prise en compte explicite de la cointégration conduit à imposer des restrictions non linéaires sur le long terme. Celles-ci ne peuvent pas toujours être aisément testées quel que soit le nombre de variables. Comme dans la procédure de Yamamoto et Kurozumi (2003)³², ceci vient du fait qu'il est nécessaire de contrecarrer la dégénérescence de matrice de variance-covariance apparaissant dans le calcul de la statistique de Wald. Pour mener une analyse causale au sens de Granger, il est donc judicieux de pouvoir utiliser une **méthode multivariée qui ne nécessite pas la résolution perpétuelle de problèmes de dégénérescence matricielle**. Il faut une méthode qui n'oblige pas à calculer une statistique de Wald dans un système estimé sous la forme de l'équation (2.14) de la page 104.

Tout en ne formulant pas explicitement une écriture des relations de long terme, les procédures fondées sur des systèmes VAR-MCO corrigés, intègrent les dynamiques liées à la cointégration potentielle. En effet, ces méthodes consistent à effectuer des estimations de VAR par MCO corrigés pour tenir compte d'éventuelles relations de cointégration, sans pour autant étudier cette cointégration.

L'ensemble des avantages précités conduit à une plus grande confiance dans le résultat statistique obtenu par rapport à la procédure de Toda et Phillips. Compte tenu de l'accumulation inéluctable de biais de la procédure de Toda et Phillips et de l'efficacité des procédures sur systèmes VAR-MCO corrigés, on choisit de se focaliser sur cette dernière famille pour étudier empiriquement la transmission monétaire.

Dans cette famille de procédures de tests de causalité au sens de Granger, deux approches sont recensées.

La procédure sur FM-VAR de Phillips (1995)

Phillips (1995) prend acte de l'inadéquation des MCO pour estimer un système de variables cointégrées. Pour appliquer tout de même les MCO, il propose une astuce qui permet de s'abstraire de la connaissance du nombre de relations de cointégration, tout en réalisant de bonnes estimations. En effet, les *Fully Modified VAR* (FM-VAR) servent au départ à obtenir une estimation précise de l'espace de cointégration sans recherche de sa dimension. Il s'agit

³²Voir p. 97 et en annexes p. 272.

d'une extension multivariée des FM-OLS³³ qui permet de tenir compte des corrélations entre séries au niveau des estimations.

On part de l'équation suivante :

$$Y_t = \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta Y_{t-i} + AY_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.21)$$

avec $\Pi = A - I_n$, si on fait un parallèle avec l'équation (2.14)³⁴.

On en déduit que A inclut toute l'information relative à la cointégration et à la non-stationnarité des variables en données brutes incluses dans Y . On peut réécrire l'équation (2.21) sous la forme :

$$Y_t = FX_t + \varepsilon_t \quad (2.22)$$

où $X_t = (\Delta Y'_{t-1}, \dots, \Delta Y'_{t-p+1}, Y'_{t-1})$ et

$$F_{(n,np)} = \left(\underbrace{\Gamma_1}_{(n,n)}, \dots, \underbrace{\Gamma_{p-1}}_{(n,n)}, \underbrace{A}_{(n,n)} \right). \quad (2.23)$$

L'estimateur FM-VAR de l'équation (2.22) s'écrit :

$$\widehat{F}_{FM} = \widehat{F}_{OLS} - \left[\widehat{\Omega}_{\varepsilon Y} \widehat{\Omega}_{YY}^{-1} \left(\Delta Y'_{-1} Y_{-1} - T \widehat{\Omega}_{\Delta Y \Delta Y} \right) \right] \left(X' X \right)^{-1} \quad (2.24)$$

où \widehat{F}_{OLS} est l'estimateur de F par MCO, $\Delta Y'_{-1} = (\Delta Y_0, \dots, \Delta Y_{T-1})$, et $\widehat{\Omega}_{\Delta Y \Delta Y}$, $\widehat{\Omega}_{\varepsilon Y}$, $\widehat{\Omega}_{YY}$ sont des estimateurs des matrices de variance-covariance calculés à partir d'un noyau de Parzen³⁵.

On remarque donc que \widehat{F}_{FM} est bien une correction de \widehat{F}_{OLS} pour tenir compte de l'endogénéité introduite dans les régresseurs par la non-stationnarité et la cointégration potentielle entre les séries.

On a la propriété suivante :

$\sqrt{T} \left(\widehat{F}_{FM} - F \right) \sim \mathcal{N} \left(0, \widehat{\Omega}_{\varepsilon\varepsilon} \otimes T \left(X' X \right)^{-1} \right)$ où $\widehat{\Omega}_{\varepsilon\varepsilon}$ est l'estimateur de la matrice de variance-covariance liée au modèle :

$$Y_t = A(L)Y_{t-1} + \varepsilon_t.$$

$H_0 : R.vec(F) = 0$, avec $rg(R) = q$, définit l'ensemble des restrictions causales testées. La statistique de Wald associée est :

³³ Fully Modified Ordinary Least Squares. Ils sont développés par Phillips et Hansen (1990).

³⁴ La présence ou non d'une constante A_0 ne change rien à la validité de la procédure.

³⁵ Pour plus de précisions, voir Phillips (1995).

$$W_{FM} = T \left(R.vec \left(\widehat{F}_{FM} \right) \right)' \left[R \left(\Omega_{\varepsilon\varepsilon} \otimes T \left(X'X \right)^{-1} \right) R' \right]^{-1} \quad (2.25)$$

$$\cdot \left(R.vec \left(\widehat{F}_{FM} \right) \right) \sim \chi_q^2.$$

Par exemple, si on a $Y = (Y_1, Y_2, Y_3)'$ de n dimensions et qu'on veut tester, comme Toda et Phillips (1993), la causalité des n_3 derniers éléments de Y vers les n_1 premiers éléments, il suffit de considérer que :

$$\underbrace{R}_{\{pn_3n_1, pn^2\}} = S \otimes S_1 \text{ où } \underbrace{S_1}_{(n_1, n)} = [I_{n_1}, 0] \text{ et } \underbrace{S}_{\{pn_3, pn\}} = I_p \otimes [0, I_{n_3}].$$

Comme sous $H_0 : Y_3 \nrightarrow Y_1$, alors cela signifie qu'on impose $R.vec(F) = 0$ tel que :

$$\Gamma_{1,13} = \dots = \Gamma_{p-1,13} = A_{13} = 0, \text{ d'où } W_{FM} \sim \chi_p^2.$$

Ainsi, il n'est pas nécessaire de se préoccuper fondamentalement des risques de cointégration entre séries macroéconomiques, puisque l'estimateur FM-VAR a pour but de fournir une estimation précise, sans recherche des relations potentielles de cointégration. Par ailleurs, la convergence de la statistique de test vers une distribution standard du khi-deux reste garantie.

Néanmoins, cette procédure causale présente l'inconvénient d'être valable pour des séries brutes $I(1)$, et reste plutôt utile quand on raisonne sur des groupes de variables, comme dans Bates (2005). Or, une mise en évidence précise de tous les canaux de transmission possibles exige de ne pas raisonner sur des groupes de variables. Il faut donc voir si la deuxième procédure sur système VAR-MCO corrigé peut répondre à ces deux inconvénients.

La procédure sur VAR-MCO "surparamétré"

Cette méthode de test de causalité au sens de Granger est élaborée par Toda et Yamamoto (1995), Dolado et Lütkepohl (1996). Il s'agit tout d'abord de déterminer le nombre de retards optimal (k) du processus VAR en niveau liant les variables en données brutes. En général, les séries macroéconomiques sont au plus intégrées d'ordre 1 ou 2. Il faut alors rajouter à k un nombre de retards $d_{max} = 1$ ou 2. Il s'agit d'une "surparamétrisation" nécessaire pour inclure dans le VAR les caractéristiques éventuellement cointégrées des variables. d_{max} équivaut donc à l'ordre d'intégration maximale observable sur les séries utilisées. Après estimation par moindres carrés ordinaires (MCO) du VAR en niveau d'ordre ($p = k + d_{max}$), des tests de restrictions sont réalisés. Ils ne prennent en compte que les k premières matrices de coefficients, les d_{max} dernières étant rejetées³⁶.

³⁶Que les restrictions soient linéaires ou non, ce qui est fondamental est qu'elles portent que sur les k premiers retards.

Si on a toujours $Y = (y_1, y_2, y_A)'$, avec $k = 2$ and $d_{max} = 1$, et que l'on veut tester $H_0 : y_1 \nrightarrow y_A$ ³⁷, on estime par MCO le système VAR(3) suivant :

$$\left\{ \begin{array}{l} y_{2t} = \sum_{i=1}^k a_{2i}y_{1t-i} + \sum_{j=k+1}^p a_{2j}y_{1t-j} + \sum_{i=1}^k b_{2i}y_{2t-i} + \sum_{j=k+1}^p b_{2j}y_{2t-j} + \\ \quad \sum_{i=1}^k c_{2i}y_{At-i} + \sum_{j=k+1}^p c_{2j}y_{At-j} + \varepsilon_{y_{2t}} \\ y_{1t} = \sum_{i=1}^k a_{1i}y_{1t-i} + \sum_{j=k+1}^p a_{1j}y_{1t-j} + \sum_{i=1}^k b_{1i}y_{2t-i} + \sum_{j=k+1}^p b_{1j}y_{2t-j} + \\ \quad \sum_{i=1}^k c_{1i}y_{At-i} + \sum_{j=k+1}^p c_{1j}y_{At-j} + \varepsilon_{y_{1t}} \\ y_{At} = \sum_{i=1}^k a_{3i}y_{1t-i} + \sum_{j=k+1}^p a_{3j}y_{1t-j} + \sum_{i=1}^k b_{3i}y_{2t-i} + \sum_{j=k+1}^p b_{3j}y_{2t-j} + \\ \quad \sum_{i=1}^k c_{3i}y_{At-i} + \sum_{j=k+1}^p c_{3j}y_{At-j} + \varepsilon_{y_{At}} \end{array} \right. \quad (2.26)$$

Sous forme matricielle, on note³⁸ :

$$Y_t = \Pi_1 Y_{t-1} + \Pi_2 Y_{t-2} + \Pi_3 Y_{t-3} + \varepsilon_t \quad (2.27)$$

avec Π_3 non significatif, bien que sa présence modifie la valeur de Π_1 et de Π_2 , par rapport à celle que l'on trouverait dans le VAR d'ordre 2 (non valable compte tenu de la non-stationnarité des séries). L'équation (2.27) retrace de manière satisfaisante le processus générant Y_t .

Cette équation peut être écrite ainsi :

$$\begin{aligned} \Delta Y_t &= (\Pi_1 - I_2)\Delta Y_{t-1} + (\Pi_1 + \Pi_2 - I_2)\Delta Y_{t-2} \\ &\quad - (\Pi_1 + \Pi_2 + \Pi_3 - I_2)Y_{t-3} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (2.28)$$

$$\Leftrightarrow \Delta Y_t = \Gamma_1 \Delta Y_{t-1} + \Gamma_2 \Delta Y_{t-2} + \Pi(1)Y_{t-3} + \varepsilon_t \quad (2.29)$$

$\Pi(1)$ est une matrice utile pour capter les effets de non-stationnarité des données. Son équivalent dans l'équation (2.26) est l'ensemble des d_{max} coefficients ou Π_3 dans l'équation (2.27). Les paramètres Π_1 et Π_2 de l'équation (2.27) ont pour équivalents dans l'équation (3.2) Γ_1 et Γ_2 . Ces derniers sont associés aux régresseurs stationnaires ΔY_{t-1} et ΔY_{t-2} . Tester $H_0 : \Pi_{1,21} = \Pi_{2,22} = 0$ est équivalent à tester $\Gamma_1 = \Gamma_2 = 0$. Par conséquent, en raisonnant

³⁷Cette présentation s'inspire de Marais et Bates (2006). Pour davantage de détails, se reporter en annexes p. 280, ou à l'article fondateur de Toda et Yamamoto (1995).

³⁸Comme pour la procédure de Phillips (1995), l'introduction de variables déterministes ainsi que de constantes ne change rien à la validité de la présentation.

sur les $k = 2$ premiers coefficients de l'équation (3.2), toute inférence causale à partir de l'estimation par MCO devient possible, en dépit de la non-stationnarité éventuelle des données.

Comme on étudie la non-causalité de y_1 vers y_A , la statistique de Wald calculée traduit l'hypothèse de nullité des k premiers paramètres de y_1 retardés dans l'équation explicative de y_A . Les d_{max} derniers retards sont éludés, puisqu'ils proviennent d'une "surparamétrisation" non optimale. Plus précisément, conformément à la démonstration de TYDL (dans leurs deux articles), les VAR(p) surparamétrés peuvent être mathématiquement réécrits sous la forme d'un VAR où les effets de non-stationnarité sont concentrés dans les d_{max} retards non optimaux. Les propriétés standards des MCO restent pleinement valides pour les k premiers retards optimaux sur lesquels la non-causalité est testée. Dès lors, la statistique de Wald dans la méthode de TYDL suit automatiquement un khi-deux standard, avec un nombre de degrés de liberté égal au nombre de restrictions imposées (k).

TYDL démontrent que les statistiques de test de causalité ainsi obtenues restent indépendantes de l'ordre d'intégration des séries, puisque la procédure est aussi valable pour $d_{max} = 2$ ³⁹. Ainsi, la procédure de TYDL est économe en terme de calculs économétriques. Elle répond au souci d'efficacité dans la mesure statistique, car il suffit sur un VAR($p = k + d_{max}$) surparamétré estimé par MCO, de calculer des statistiques de Wald à partir des retards optimaux k . Avec cette méthode, il est possible de mélanger dans un même processus VAR des variables intégrées d'ordres différents, et de réaliser de l'inférence causale. La méthode de TYDL permet donc de réduire l'influence des résultats des tests de racines unitaires et de cointégration dans l'inférence causale.

En outre, c'est une procédure opportune quand on n'étudie pas la causalité par groupes de variables. Contrairement à la procédure de Phillips (1995) valable sur des groupes de variables $I(1)$, celle de TYDL reste valable quel que soit l'ordre d'intégration des séries. Par conséquent, cette méthode répond aux inconvénients de la procédure alternative de Phillips.

Cependant, le test de TYDL n'est valable que si d_{max} n'est pas supérieur à l'ordre AR optimal du processus VAR. Ce dernier cas de figure reste quasi impossible, puisque que l'on travaille généralement avec $k \geq 2$ et que les données macroéconomiques sont au plus $I(2)$.

Par ailleurs, en contrepartie de sa très grande souplesse, la procédure de TYDL présente quelques limites. En effet, les auteurs reconnaissent une perte de puissance due à la "surparamétrisation" volontaire du VAR. Toutefois, cette critique peut être tempérée pour deux

³⁹On ne présente pas le cas $d_{max} = 2$, car il ne sera pas rencontré dans la suite de la thèse. Toutefois, la démonstration est disponible dans Toda et Yamamoto (1995).

raisons. Comme le montrent Saikkonen et Lütkepohl (1996) l'importance de la "surparamétrisation" du VAR en niveau est déjà limitée grâce aux critères de sélection de l'ordre optimal (k). Concernant le choix de k , il est plus grave de le sous-estimer à tort plutôt que de le surestimer, car le risque d'erreur introduite au niveau de l'inférence causale dans le premier cas est plus important. Quoiqu'il en soit, il vaut mieux privilégier un critère d'information qui n'a pas tendance à sur ou sous-estimer l'ordre optimal du VAR, et qui est donc le moins inexact en moyenne. C'est pourquoi le choix porte sur le critère d'Hannan et Quinn (1979) plutôt que sur les critères d'Akaike (1973-1974) ou de Schwarz (1978).

De plus, l'ampleur de la perte de puissance due à d_{max} dépend de la structure du modèle utilisé. Si le système contient un grand nombre de variables avec $k = 2$, l'ajout même d'un seul retard à k peut engendrer une perte de puissance importante. Par contre, si le VAR contient un nombre réduit de variables avec une valeur importante de k , la perte de puissance due à l'ajout d'un petit nombre de retards devient négligeable. Dans ce dernier cas, les biais générés par les tests préliminaires de racines unitaires et de cointégration dans le cadre de la méthode de Toda et Phillips (1993 et 1994), sont généralement plus graves que la faible perte de puissance contenue chez TYDL. Or, la manière de modéliser la transmission monétaire dans un système d'au plus quatre variables (cas d'une transmission induite) permet en soi de limiter l'importance de la perte de puissance. Ceci est d'autant plus vrai que l'on travaille avec une étendue réduite d'échantillon.

Toutefois, l'importance de la perte de puissance doit être minimisée au regard du gain en efficacité de la procédure. Comme le démontrent par simulation Zapata et Rambaldi (1997), en échantillon de taille inférieure à 100, entre les approches de Toda et Phillips (1994), de Toda et Yamamoto (1995) et de Phillips (1995), celle qui présente la meilleure puissance reste celle de TYDL. Dans le cas contraire, l'avantage revient à Toda et Phillips (1994). Dans l'exemple d'application du chapitre 4, on travaillera sur deux sous-périodes de taille inférieure à 100 observations. On obtient donc un argument supplémentaire en faveur de TYDL par rapport à l'objet d'étude qui est l'effectivité de la transmission monétaire.

Pour résumer, les procédures de TYDL et de Phillips présentent des avantages communs pour traiter la causalité au sens de Granger en séries temporelles. Toutefois, ces avantages ne sont pas obtenus de la même manière. Pour TYDL, on élimine le risque de biais des tests préliminaires de la procédure de Toda et Phillips, par une estimation d'un VAR-MCO "surparamétré". Pour les FM-VAR, on corrige l'estimateur des moindres carrés sans avoir à réaliser de "surparamétrisation". Cette supériorité des FM-VAR par rapport à la procédure

de TYDL doit être tempérée. En effet, cette dernière est la seule à autoriser l'introduction de variables $I(2)$ dans l'analyse, et surtout à permettre le mélange de variables intégrées d'ordres différents.

Cependant, comme le rappellent Swanson, Ozyildirim, Pisu (2001), la caractéristique principale des procédures sur VAR-MCO corrigés est de tester globalement les relations causales sur les composantes transitoires et persistantes. A partir des variables brutes en niveau, on teste globalement la causalité sur le court et le long terme. Dès lors, ces méthodes ne permettent pas en soi de distinguer clairement la causalité de long terme de la causalité à court terme au sens de Granger. Il faut donc une adaptation de la procédure de TYDL.

L'adaptation de la procédure de TYDL pour une analyse cohérente de la transmission à court et à long terme

La procédure de TYDL peut mélanger dans un même système des séries intégrées d'ordres différents. En raisonnant sur les données brutes, la procédure d'origine étudie la causalité de manière globale sur le court et le long terme. Or la transmission monétaire exige une séparation de l'analyse sur les deux horizons temporels. Il faut donc pouvoir conserver l'ensemble des avantages de la procédure de TYDL, tout en permettant une distinction entre les causalités de court terme et de long terme. Comme c'est une lecture économétrique du temps qui a été choisie, **plutôt que d'appliquer le test de TYDL sur des données brutes, il suffit de travailler avec les composantes temporelles de ces mêmes variables.** On déroulera le test de TYDL sur la composante transitoire des variables, pour prouver l'existence d'une transmission de court terme. On fera de même sur la composante persistante, pour rendre compte d'une transmission de long terme.

Dans l'estimation FM-VAR de Phillips (1995), l'équation (2.23) de la page 112 montre que les composantes de court et de long terme sont mélangées dans une même matrice. C'est pourquoi, cela n'a pas de sens de raisonner sur les composantes de court terme ou de long terme des variables, afin d'appliquer la méthode de Phillips. Par contre, dans la procédure de TYDL, il est possible d'appliquer la méthode tel quel sur des composantes de court terme ou de long terme, à condition de les avoir préalablement extraites par une procédure adéquate. Dans ce cas, le système VAR est standard et ne nécessite pas de "surparamétrisation" pour un raisonnement sur la composante transitoire. Celle-ci est par définition stationnaire ($d_{max} = 0$). Ainsi, on reste certain qu'il s'agit d'une causalité de court terme. Pour la composante persistante, il suffit de "surparamétrer" le VAR par d_{max} et de reprendre la méthode, auquel cas,

on est certain qu'il s'agit d'une inférence causale sur le long terme.

L'enjeu est de savoir quelle méthode d'extraction des composantes temporelles privilégier.

L'objectif est de séparer les composantes tendancielle et transitoire de chaque variable monétaire ou réelle. Si Nelson et Plosser (1982) approchent cet objectif à travers les tests de racines unitaires, ces derniers ne permettent pas en réalité d'identifier le poids de chaque composante dans les chocs transitoires et permanents. L'utilisation du filtre d'Hodrick-Prescott (1980) présente l'inconvénient d'un paramètre de lissage subjectif. Selon Nelson et Plosser, cette méthode de décomposition entre les composantes de court et de long terme sous-évalue le poids des chocs permanents. La représentation de Beveridge et Nelson (1981) est fondée sur l'hypothèse de parfaite corrélation entre la somme des composantes permanente et transitoire de tout processus $ARIMA(p, 1, q)$. Cette hypothèse est remise en cause par Watson (1986), Nelson (1988), Clark (1989) et Harvey (1989).

A l'inverse des approches précédentes, **la modélisation structurelle à composantes inobservables – MSCI – présente de nombreux avantages.**

Comme le rappellent Harvey et Todd (1983), un premier avantage résulte de **la modélisation de séries non stationnaires effectuées sans différentiation préalable**. On reste cohérent avec le principe d'un travail en niveau qui permet de limiter toute perte d'information. Selon Harvey (1989) et Koopmans et al. (1999), aucune méthode n'est plus performante que la MSCI pour extraire les séries saisonnières ajustées, ainsi que les séries "détrendées". Contrairement à toutes les autres méthodes d'extraction des composantes temporelles, la MSCI garantit l'obtention de séries totalement corrigées des variations saisonnières.

La MSCI permet d'extraire dans le domaine temporel les composantes des séries. On reste donc cohérent avec la nécessité de travailler dans le domaine temporel. Grâce à la dimension stochastique des paramètres des modèles structurels, il est possible de retracer à travers le temps l'évolution de chaque composante de toute variable. Des chocs structurels ou temporaires peuvent être introduits directement sur une composante temporelle. A l'inverse, les méthodes de filtrage des composantes des séries telles que le filtre de Hodrick et Prescott – HP – (1980), le filtre de Baxter et King – BK – (1995), ont l'inconvénient de raisonner dans le domaine fréquentiel par bornes de fréquences. On ne reste pas cohérent avec le principe d'un raisonnement exclusivement dans le domaine temporel. De plus, avec la MSCI on estime les périodes de cycles des séries, tandis que les méthodes de filtrage utilisent une connaissance a

priori sur les bornes de fréquences relatives à la tendance, au cycle et à la composante aléatoire des séries.

Dans un cadre multivarié, **la MSCCI permet de mettre en évidence des cycles similaires ou communs** entre les séries. Les cycles communs génèrent les mêmes paramètres pour les séries expliquées et sont issus des mêmes innovations ou chocs. Entre deux séries qui enregistrent un cycle commun, la différence du cycle porte uniquement sur son amplitude. Les deux cycles sont par ailleurs parfaitement synchrones. Les cycles similaires génèrent les mêmes paramètres mais sont issus d'innovations différentes. Les cycles similaires autorisent, non seulement des différences d'amplitude, mais aussi des décalages temporels entre les cycles des séries d'un modèle multivarié.

Des tendances communes entre variables compatibles avec de la cointégration peuvent être repérées. Ceci confère à la MSCCI une plus grande précision que les méthodes de filtrage. La période des cycles dans les méthodes de filtrage est définie de manière *ad hoc* par le modélisateur. Inversement, dans la MSCCI toutes les caractéristiques de la tendance et du cycle sont estimées, à condition que ces composantes soient statistiquement significatives. Si dans la MSCCI, il existe des outils permettant de valider la significativité d'une composante dans une série, les méthodes de simples filtrages sont moins précises sur ce plan.

Par ailleurs, comme les cycles des séries peuvent être plus ou moins longs ou courts, la MSCCI en univarié comme en multivarié **peut distinguer différents types de cycles au sein d'une même série**. Si des cycles de nature différente sont présents, la composante transitoire finale est la somme des différents cycles, comme le montrent Bentoglio, Fayolle et Lemoine (2002). Les approches alternatives de séparation des composantes temporelles, généralement ne permettent pas un découpage aussi précis, aussi bien en univarié qu'en multivarié, ce qui confère un élément supplémentaire de supériorité à la MSCCI. Les méthodes de filtrage des séries du type de HP ou de BK permettent plutôt de raisonner sur les variables prises séparément. On perd donc la flexibilité d'une extraction des composantes temporelles tenant compte de dynamiques conjointes à plusieurs variables.

Encadre 6 La gestion de la composante cyclique

Le cycle constitue l'essentiel de la composante transitoire. Bresson et Pirotte (1995) rappellent les différents types de cycles économiques. On distingue le cycle d'Abramovitz ou de stocks – de période 40 mois –, les cycles de Kitchin, que l'on peut assimiler à des cycles de stocks – de période 3 à 5 ans –, les cycles d'investissement de Juglar – de période 6 à 10 ans –, les fluctuations infra-longues ou cycles de transport et du bâtiment – de période 16 à 20 ans – et les cycles longs de Kronratieff d'une période comprise entre 48 et 60 ans^(*).

Selon Guay et Saint-Amant (1996), les méthodes de filtrage sont moins adaptées à l'extraction de composantes pour des séries temporelles dont le spectre ou pseudo-spectre a un profil de Granger^(**). Ceci est généralement le cas des agrégats macroéconomiques réels. Selon Cogley et Nason (1995), des cycles fallacieux peuvent être extraits par le filtre HP dans le cas de processus quasi intégrés. BK (1995) mettent en exergue l'instabilité du filtre HP. Pour Van Norden (1995), le filtre de BK présente une instabilité au niveau des extrémités de l'échantillon, ce qui en limite l'intérêt en terme d'interprétation économique, d'autant qu'une telle instabilité n'existe pas au sein de la MSCI.

En outre, la procédure de Toda et Phillips (1993 et 1994) permet d'obtenir une composante transitoire dont les caractéristiques sont méconnues. L'utilisation jointe de la MSCI et de la procédure de TYDL autorise une analyse causale de court terme, à partir des composantes transitoires des variables pour lesquelles une connaissance précise est acquise.

^(*) Dans l'état actuel du logiciel STAMP 6.21, utilisé pour appliquer la MSCI dans le chapitre 4, les modèles peuvent distinguer au plus trois cycles de périodes différentes au sein d'une même série.

^(**) Selon Granger (1969), le spectre notamment des variables réelles a une forme caractéristique. Plus on est en basse fréquence, plus la part explicative de la fréquence dans la variance de la série est élevée, ce qui s'explique par la présence de cycles longs quasi-périodiques dont les effets prédominent sur les dynamiques de plus court terme.

Ainsi, l'approche de Toda et Phillips (1993 et 1994) comporte des risques de biais et un manque d'efficacité que la procédure de Phillips corrige. Cependant, cette dernière est limitée à certains cas favorables à son utilisation, qui ne correspondent pas à une étude cohérente de la transmission entre le court terme et le long terme. Par contre, la procédure de TYDL s'impose par son efficacité et le respect de toutes les contraintes économétriques liées à une mise en évidence de la transmission monétaire. La seule précaution nécessaire est l'extraction préalable des composantes temporelles par MSCI. Pour traiter de la transmission à court terme, on utilisera la composante transitoire des séries constitutives d'une chaîne causale, *idem* pour le long terme avec la composante persistante. Le traitement des deux horizons temporels est alors similaire. On est donc certain d'avoir réuni les conditions nécessaires à une mesure efficace et cohérente de l'effectivité des canaux de transmission entre le court et le long terme, qu'il s'agisse d'un mécanisme direct ou induit.

Conclusion

La transmission peut être étudiée empiriquement grâce à la causalité au sens de Granger en économétrie des séries temporelles. L'analyse des procédures causales spécifiques au traitement du court ou du long terme a permis de dégager certains principes à respecter pour prouver l'existence de la transmission et en mesurer l'effectivité. Cependant, ces procédures sont exclues car on recherche une approche susceptible de traiter de manière cohérente les deux horizons temporels.

A condition de séparer au préalable les composantes persistante et transitoire des séries réelles et monétaires par une modélisation structurelle à composantes inobservables, la procédure de TYDL apparaît la plus opportune pour prouver l'existence d'une chaîne causale correspondant à un mécanisme de transmission monétaire. Elle répond au souci de cohérence entre le traitement du court terme et celui du long terme.

Il reste à définir l'ensemble du protocole empirique gravitant autour du test de causalité pour mesurer l'intensité de la transmission. Ce protocole doit aller de l'extraction des composantes temporelles des séries réelles et monétaires au calcul d'un indicateur d'intensité des chaînes causales de transmission.

Chapitre 3

LE PROTOCOLE DE MESURE DE L'EFFECTIVITE DE TRANSMISSION : LE COEFFICIENT D'INTENSITE CAUSALE (*CIC*)

Résumé non technique

La première étape du protocole empirique réside dans l'extraction des composantes temporelles des séries. A ce niveau, certaines précautions méritent une attention particulière. Elles portent sur le bon choix entre une modélisation univariée et multivariée par composantes inobservables. Le but est d'avoir le meilleur modèle possible pour expliquer l'évolution temporelle d'une série. On s'appuie notamment sur un ensemble de critères statistiques : la vitesse de convergence du filtre de Kalman vers les vraies valeurs des séries, la stabilité des paramètres, la normalité des résidus du modèle, la significativité de chocs conjoncturels ou structurels.

La deuxième étape consiste à utiliser séparément les composantes transitoires et permanentes des séries intervenant dans chaque mécanisme direct ou induit de transmission. Cette séparation est nécessaire compte tenu de l'impératif de distinction entre les effets à court terme et à long terme de la politique monétaire sur la sphère réelle. L'étude empirique de la transmission débute par une preuve de son existence à partir du test de causalité de TYDL. Par simulation de Monte Carlo, on démontre que l'existence d'une chaîne de transmission ne saurait être vérifiée autrement qu'à partir d'une séquence particulière de tests de causalité.

Soit y_{1t} la composante de court ou de long terme de la variable de contrôle de la politique monétaire, y_{2t} celle de la variable réelle, (y_{At}, y_{Bt}) celles de deux variables de transmission. S'il s'agit d'un canal de transmission directe, son existence est testée à partir des hypothèses nulles suivantes :

$$H_{01} : y_{1t} \nrightarrow y_{At},$$

$$H_{02} : y_{At} \nrightarrow y_{2t}.$$

On ne peut réfuter l'existence de ce canal que si H_{01} et H_{02} sont toutes deux rejetées. Si l'une des deux hypothèses nulles est acceptée, cela signifie que la chaîne de transmission testée n'existe pas.

Lorsqu'il s'agit de traiter d'un canal induit de transmission les trois hypothèses nulles suivantes sont à tester :

$$H_{01} : y_{1t} \nrightarrow y_{At},$$

$$H_{02} : y_{At} \nrightarrow y_{Bt},$$

$$H_{03} : y_{Bt} \nrightarrow y_{2t}.$$

De manière pratique, pour maximiser la puissance du test tout en minimisant le risque d'erreur de première espèce, il faut travailler au seuil de 5 %.

Chaque maillon de la chaîne causale est assorti d'une part, d'un degré de présomption qu'il s'agit d'une relation causale, et d'autre part, de l'élasticité de la variable causée par rapport à la variable causale. L'effectivité d'un mécanisme de transmission est mesurée par le CIC. Il s'agit du produit des degrés de présomption causale sur chaque maillon de la chaîne de transmission, par une transformée croissante de la valeur absolue de l'élasticité indirecte de y_{2t} par rapport à y_{1t} . On pondère donc un indicateur du degré de présomption que l'ensemble de la chaîne de transmission est bien une relation causale, par le poids de cette relation liant la variable de politique monétaire à sa cible réelle.

Par simulation de Monte Carlo, la validité du calcul mathématique du CIC est prouvée. En outre, on démontre que l'ensemble du protocole peut être appliqué indépendamment de la nature plus ou moins stationnaire ou volatile des séries. Il respecte l'intégralité des contraintes économétriques liées à une mesure efficace de la transmission monétaire. Ce faisant, compte tenu de la qualité statistique du CIC et de la validité de la démarche aboutissant à son calcul, le protocole peut être aisément transposable à des champs au-delà la transmission monétaire. Il s'agit d'une innovation, puisque les indicateurs disponibles pour mesurer l'intensité causale sont généralement astreints à des caractéristiques particulières portant sur la nature des données.

Encadré n°7 L'universalité du CIC

Tel que présenté, le *CIC* est une mesure d'intensité causale le long d'une chaîne de transmission. Les avantages de cet indicateur sont nombreux. Il respecte les critères de qualité d'une bonne mesure de l'intensité causale tels que définis par Geweke (1982). Il est positif ou nul, mais ne s'annule que lorsque la causalité n'existe pas. Plus il est élevé, plus la causalité est forte. Il est simple à calculer. Il repose sur l'estimation d'un système VAR-MCO liant les variables d'analyse.

Contrairement à Geweke qui propose un indicateur d'intensité causale valable pleinement sur données stationnaires, le *CIC* peut être calculé quelles que soient les variables mises en relation. En effet, dans le système VAR particulier issu de l'approche de Toda, Yamamoto, Dolado et Lütkepohl (1995-1996), on peut associer des variables indépendamment de leur volatilité ou de leur ordre d'intégration. Dès lors, le *CIC* répond à la difficulté de Geweke à proposer un indicateur d'intensité causale valable sur données non stationnaires (notamment les variables macroéconomiques).

En réalité, compte tenu de ses avantages statistiques, il présente une certaine universalité d'application, dès lors que l'objet d'étude peut se décliner empiriquement sous la forme d'une relation causale dont on souhaite évaluer l'intensité. Ceci est d'autant plus important que la macroéconomie cherche à isoler certaines causalités, afin de dégager mécanismes particuliers.

Ici le *CIC* est construit de manière à répondre à l'objet d'étude qui est la transmission monétaire. C'est la raison pour laquelle, il est fondé sur des systèmes trivariés (transmission monétaire directe) ou quadri-variés (transmission monétaire induite). Néanmoins, sa validité statistique n'est pas remise en cause pour des systèmes bivariés.

En résumé, le *CIC* peut être adapté à d'autres champs d'étude. La seule condition est que ces derniers se réfèrent empiriquement à des mécanismes de transmission non instantanée entre deux variables. Cette transmission peut prendre la forme d'une relation bivariée conditionnelle ou non à d'autres variables. Il peut aussi s'agir d'une chaîne de transmission. Le *CIC* peut aider à étudier les mécanismes de transmission sur le court terme ou sur le long terme. Il peut aussi être utile à dégager de tels mécanismes globalement sur le court et le long termes. Dans ce dernier cas, il suffit de raisonner sur les données brutes (sans décomposition temporelle) et d'appliquer le protocole de mesure de l'effectivité de transmission.

A titre d'exemple de son universalité, la mesure du *CIC* a déjà fait l'objet d'application dans des champs autres que l'économie monétaire. On peut citer Marais et Bates (2006) qui traitent de l'intensité de la contagion financière lors de la crise asiatique de 1997. Dans un autre domaine, Bates, Dokoui, Pognon (2007) proposent un indicateur de rentabilité macroéconomique du tourisme. Il est capable de déterminer dans quelle mesure le secteur touristique présente un avantage économique net. Il est fondé sur la comparaison d'intensités causales caractéristiques de coûts et de bénéfices macroéconomiques liés au tourisme.

Introduction

D'un point de vue empirique, la mise en évidence de l'existence d'un mécanisme de transmission monétaire implique des tests de causalité au sens de Granger de la sphère monétaire vers la sphère réelle qui traduisent une transmission directe ou induite. Il est plus approprié de tester cette causalité par la procédure de Toda, Yamamoto, Dolado et Lütkepohl – TYDL – (1995-1996). La cohérence entre le traitement du court et du long terme s'obtient en raisonnant séparément sur les composantes transitoire et persistante des séries constitutives des chaînes de transmission.

Sachant ces prérequis, il convient d'exposer de manière plus détaillée l'ensemble du protocole empirique d'étude de la transmission monétaire. Toutefois, prouver l'existence de la transmission ne dit rien sur son intensité. L'objectif de ce chapitre est donc de détailler toutes les étapes aboutissant à l'élaboration d'un coefficient d'intensité causale (*CIC*). Celui-ci doit traduire l'intensité de tout mécanisme de transmission.

Il suffit de récupérer d'une part, le degré de présomption qu'une chaîne de transmission soit réellement causale, et d'autre part, il faut calculer un poids de la relation indirecte¹ liant les variables situées aux deux extrémités de cette chaîne. La pondération du degré de présomption causale par le poids de la relation indirecte fournit la base du calcul de l'effectivité du mécanisme de transmission. Par simulation de Monte Carlo, la qualité statistique du protocole de mesure révèle la capacité de la procédure à fonder universellement toute analyse causale au-delà de la transmission monétaire.

Dans l'ordre, des détails sur la mise en oeuvre des étapes préliminaires au calcul du *CIC* sont fournis. De là, les bases du calcul mathématique de l'indicateur d'effectivité de transmission sont expliquées. Enfin, des simulations de Monte Carlo portant sur la validité statistique du protocole et les propriétés particulières du *CIC* sont effectuées.

¹La relation est forcément indirecte car elle passe par une ou plusieurs variables de transmission et elle n'est pas instantanée.

3.1 Les étapes du protocole de mesure

Les deux premières étapes s'attachent à prouver l'existence de la transmission. Elles s'articulent autour de l'extraction des composantes temporelles des séries et de leur utilisation adéquate dans le cadre du test de TYDL. Il s'agit de fournir davantage de détails sur la mise en oeuvre pratique du test d'existence d'une chaîne de transmission. De là, il faudra définir le mode de calcul de l'effectivité d'un mécanisme de transmission supposée existant. Cette mesure sera un coefficient d'intensité causale.

3.1.1 L'extraction des composantes temporelles des séries

La première étape du protocole consiste à extraire les composantes temporelles de toutes les séries monétaires et réelles participant à l'analyse de la transmission monétaire.

Le mode d'emploi de la modélisation structurelle par composantes inobservables (MSCI)

Les étapes de l'extraction des composantes temporelles sont résumées de manière non technique dans l'encadré suivant. Les détails techniques concernant chaque étape sont exposés par la suite.

Encadre n°8 La MSCI en pratique

De manière pratique, on utilise la MSCI de la façon suivante.

Au niveau de la procédure de séparation des composantes cycliques et de long terme, l'ensemble du travail est réalisé au seuil de 1 %, afin de garantir le maximum de précision en estimation des composantes des séries. L'absence de précision à ce niveau peut affecter l'inférence causale ultérieure. A ce stade, on travaille sur des transformées logarithmiques des variables brutes à décomposer. En effet, selon Koopmans et al. (1999), la modélisation logarithmique garantit des résultats d'estimation de meilleure qualité.

1) MSCI univariée sur l'ensemble des variables d'analyse

Ceci permet de dégager les caractéristiques temporelles spécifiques à chaque variable au niveau de la tendance, du cycle, de la saison et de l'aléa. Des chocs aléatoires ou structurels peuvent être introduits sur chaque composante temporelle, pour rendre compte de changement structurel ou temporaire dans l'évolution de la variable étudiée.

De là, on repère les groupes de variables candidates à une modélisation multivariée. Pour cela, on ne mélange pas les agrégats avec les variables de prix. En effet, l'expérience montre que les résultats d'estimation sont de qualité supérieure quand, dans un modèle multivarié, on raisonne sur des variables de même nature.

2) MSCI multivariée des variables présentant des caractéristiques proches à l'issue de la première étape

Pour une modélisation multivariée, on raisonne sur les séries désaisonnalisées issues de la première étape. Le but est de regrouper les variables présentant des caractéristiques univariées proches : tendance de même nature (stochastique ou déterministe), périodes de cycle proches. Il faut que graphiquement les séries brutes sélectionnées enregistrent des évolutions proches.

Une fois les séries sélectionnées, la MSCI multivariée peut mettre en évidence des caractéristiques supplémentaires qui sont impossibles à voir au moyen d'une modélisation univariée. Il s'agit de facteurs communs, avec notamment des tendances communes traduisant l'existence de relations de cointégration, des cycles communs témoignant d'évolution synchrone.

3) Comparaison des modèles univariés et multivariés

Pour une série donnée, entre une modélisation multivariée et univariée, on retient la modélisation la meilleure à partir des différents critères de qualité des modèles. Il n'existe pas de manière absolue une règle selon laquelle une MSCI multivariée est toujours supérieure en qualité à une MSCI univariée. Néanmoins, un des intérêts de la MSCI est d'offrir les deux possibilités de décomposition temporelle des séries.

Les deux références pour un détail sur la MSCI sont Harvey (1989) et Koopman et al. (1999).

> **La MSCI univariée**

Un modèle univarié général est spécifié de la façon suivante :

$$y_t = \mu_t + \gamma_t + \Psi_t + \varepsilon_t \quad (3.1)$$

avec y_t la série modélisée, μ_t sa tendance, γ_t son cycle, Ψ_t sa composante saisonnière et ε_t l'aléa.

La tendance se décompose en un niveau μ_t et une pente β_t de la façon suivante :

$$\begin{cases} \mu_t = \mu_{t-1} + \beta_{t-1} + \eta_t \\ \beta_t = \beta_{t-1} + \zeta_t \end{cases} \quad (3.2)$$

γ_t est la composante saisonnière qui se définit de manière trigonométrique², en notant s la saison :

$$\gamma_t = \sum_{j=1}^{\frac{s}{2}} \gamma_{j,t} \quad (3.3)$$

où $\gamma_{j,t}$ est un cycle non stationnaire tel que :

$$\begin{bmatrix} \gamma_{j,t} \\ \gamma_{j,t}^* \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \cos(\lambda_j) & \sin(\lambda_j) \\ -\sin(\lambda_j) & \cos(\lambda_j) \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} \gamma_{j,t-1} \\ \gamma_{j,t-1}^* \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \omega_t \\ \omega_t^* \end{bmatrix}$$

avec $\lambda_j = \frac{2\pi j}{s}$ et $1 \leq j \leq \frac{s}{2}$.

Ψ_t est la composante cyclique.

$$\begin{bmatrix} \Psi_t \\ \Psi_t^* \end{bmatrix} = \rho_\Psi \cdot \begin{bmatrix} \cos(\lambda_c) & \sin(\lambda_c) \\ -\sin(\lambda_c) & \cos(\lambda_c) \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} \Psi_{t-1} \\ \Psi_{t-1}^* \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \kappa_t \\ \kappa_t^* \end{bmatrix} \quad (3.4)$$

$0 \leq \rho_\Psi < 1$ est le coefficient d'amortissement du cycle. Ce coefficient est un indicateur de la régularité du cycle. Plus il est proche de zéro, plus le cycle est confondu avec la composante aléatoire. Plus il est proche de 1, plus le cycle est régulier. $0 \leq \lambda_c \leq \pi$ est la fréquence en radians du cycle, donc sa période vaut $\frac{2\pi}{\lambda_c}$.

ε_t représente un bruit blanc traduisant une composante aléatoire.

La composante saisonnière, ainsi que la composante cyclique, sont définies de manière récursive avec des bruits blancs respectivement non corrélés (κ_t et κ_t^* , ω_t et ω_t^*). ε , η , ζ , κ , κ^* , ω et ω^* sont tous non corrélés ; $\varepsilon \sim \mathcal{N}(0, \sigma_\varepsilon^2)$, $\eta \sim \mathcal{N}(0, \sigma_\eta^2)$, $\zeta \sim \mathcal{N}(0, \sigma_\zeta^2)$, $(\kappa, \kappa^*) \sim \mathcal{N}(0, \sigma_\kappa^2)$, $(\omega, \omega^*) \sim \mathcal{N}(0, \sigma_\omega^2)$.

L'estimation des modèles se fait par filtre de Kalman.

²Il existe une écriture alternative de la saison sous forme de *dummy*.

Encadre n°9 L'estimation par filtre de Kalman^(*)

L'objectif de ce filtre dans une première étape est d'estimer les paramètres inconnus au temps t à partir de l'information disponible en $(t-1)$ au moyen d'une loi de probabilité définie *a priori* ; c'est le critère de variance d'erreurs minimale. Dans une deuxième étape, il s'agit de corriger les estimations obtenues en tenant compte de l'information disponible au temps t à partir de loi de probabilité définie *a posteriori* ; c'est le critère de vraisemblance d'estimation maximale. De manière récursive, des corrections de trajectoires théoriques sont réalisées pour tendre vers les trajectoires réelles des séries de sorte que les trajectoires des composantes réunies retracent l'évolution de la série brute (non décomposée).

(*) Pour un exposé détaillé du principe de fonctionnement du filtre de Kalman, voir Bresson, Pirotte (1995) – chapitre 5 –.

Des tests de Student et du khi-deux sont pratiqués à l'état final du filtre de Kalman. Couplés à une analyse graphique de l'évolution temporelle des composantes, ils servent à déterminer si une composante temporelle doit être considérée comme significative. Toutes les composantes peuvent être définies de manière stochastique ou déterministe³.

> La MSCI multivariée

L'ensemble du descriptif en univarié reste valable en multivarié. La seule différence est que l'équation (3.1) devient :

$$Y_t = \mu_t + \gamma_t + \Psi_t + \varepsilon_t \quad (3.5)$$

(n,T)

On obtient un modèle *SUTSE*⁴ qui est la correspondance en MSCI des modèles *SURE*⁵.

La modélisation multivariée permet d'introduire diverses particularités.

En premier lieu, les cycles des n variables constitutives de Y_t sont spécifiés de manière similaire – fréquence et coefficient d'amortissement identiques –. L'amplitude du cycle dépend pour une série de la variance de ses innovations (κ_t, κ_t^*) .

En deuxième lieu, la modélisation multivariée permet de détecter des facteurs communs entre certaines séries au niveau de la composante cyclique ou tendancielle. Au niveau de la tendance, les restrictions cointégrantes sont imposées à travers les tendances communes à certaines séries. On observe trois types de tendances communes dans la MSCI :

– un niveau commun ;

³Contrairement aux composantes stochastiques, les composantes déterministes sont invariantes par rapport au temps.

⁴*Structural Seemingly Unrelated Time Series Equations.*

⁵*Seemingly Unrelated Regression Equations.*

- une pente commune ;
- une pente et un niveau communs.

Pour avoir de la cointégration, il faut une tendance commune dans l'équation (3.5). Avec n variables expliquées et f facteurs communs, cela signifie qu'il y a $(n - f)$ relations de cointégration.

› La comparaison des modèles

Pour vérifier la qualité de l'estimation choisie, différents critères peuvent être regardés :

- la vitesse de convergence du modèle vers la trajectoire réelle de la série expliquée ;
- le R^2 qui mesure le pourcentage de réduction de la variance d'erreur de prévision. Il s'interprète comme un coefficient de détermination d'une régression standard ;
- Les résidus du modèle dont l'analyse peut être faite au travers du ratio $(\frac{2.PEV}{\pi.md^2})$. PEV est la variance d'erreur de prévision, md l'écart-type moyen des résidus. Plus le ratio est proche de 1, plus la qualité du modèle est élevée ;
- La stabilité des paramètres du modèle⁶. Elle est vérifiée à partir du test du $CUSUM$ et du $CUSUM$ carré – $CUSUMSQ$ – ;
- La normalité des résidus est validée par les statistiques N_{BS} et N_{DH} . Un niveau élevé de ces statistiques rend compte de la présence d'*outliers*. Pour améliorer les performances des modèles, des *outliers* ou des chocs structurels sur les composantes du modèle peuvent être introduits. Pour cela, il faut analyser les résidus du modèle et ceux des composantes. On recourt à un test de significativité des résidus des composantes qui sont anormalement élevés pour certaines dates.

Entre plusieurs modèles candidats à l'explication d'une même variable, on privilégie les critères AIC et BIC pour élire le meilleur modèle.

$$(AIC, BIC) = \log(PEV) + \frac{c.m}{T} \quad (3.6)$$

avec pour AIC $c = 2$ et pour BIC $c = \log(T)$, où T est le nombre de périodes d'estimation, m est le nombre de paramètres du modèle.

En effet, lorsque les modèles ont un nombre de paramètres différents, le ratio $(\frac{2.PEV}{\pi.md^2})$ doit être remplacé par les critères AIC et BIC pour comparer leur performance.

Une fois extraites les composantes transitoire et persistante de chaque série par MSCI, le protocole de mise en évidence de l'existence des canaux de transmission à court et à long terme peut être réellement enclenché.

⁶Voir en annexes p. 281, des détails sur la MSCI.

3.1.2 Le déroulement du test d'existence de la transmission à court terme et à long terme

La mise en évidence de l'existence d'une chaîne de transmission à court terme (à long terme) consiste à appliquer le test de TYDL sur chacun de ses maillons. Les tests sont effectués sur un système VAR non contraint liant la composante transitoire (persistante) de chaque variable constitutive de cette chaîne.

Si on travaille sur les composantes de court terme, le système VAR($p = k$) est estimé conformément à l'équation (2.26) de la page 114. k est déterminé par le critère d'Hannan et Quinn (HQ). Y_t regroupe les trois séries suivantes : la composante transitoire du taux d'intérêt court, celle de la variable de transmission correspondant au canal monétaire étudié, et celle de la variable réelle cible de cette transmission. Ceci est valable pour un canal monétaire direct. Pour un mécanisme de transmission induite, Y_t inclut en plus la composante de court terme liée à une deuxième variable de transmission. Cette dernière joue le rôle de propagation de la transmission à la sphère réelle.

Soit y_{1t} la composante temporelle de la variable de contrôle de la politique monétaire, y_{2t} celle de la variable réelle, (y_{At}, y_{Bt}) celles de deux variables de transmission. S'il s'agit d'un canal de transmission directe, son existence est validée par l'intermédiaire du test de TYDL, à partir des hypothèses nulles suivantes :

$$H_{01} : y_{1t} \nrightarrow y_{At},$$

$$H_{02} : y_{At} \nrightarrow y_{2t}.$$

On ne peut réfuter l'existence du canal direct que si H_{01} et H_{02} sont toutes deux rejetées. Si l'une des deux hypothèses nulles est acceptée cela signifie que la chaîne de transmission testée n'existe pas.

Lorsqu'il s'agit de traiter d'un mécanisme de transmission induite, les trois hypothèses nulles suivantes sont à tester :

$$H_{01} : y_{1t} \nrightarrow y_{At},$$

$$H_{02} : y_{At} \nrightarrow y_{Bt},$$

$$H_{03} : y_{Bt} \nrightarrow y_{2t}.$$

Par chaque test d'hypothèse nulle, on récupère la p -value (pv) ou niveau marginal de significativité du test. Si $pv > \alpha$, avec α le seuil du test (1 %, 5 % ou 10 %), on accepte l'hypothèse nulle. Sinon on ne peut rejeter l'hypothèse que le maillon de la chaîne de transmission est bien une relation causale ; le maillon est effectif.

La validation de l'existence des canaux de transmission sur le long terme suit le même principe. L'unique différence est que l'on utilise un système VAR "surparamétré" d'ordre $p = k + d_{max}$ avec ($d_{max} \geq 1$). En effet, les composantes persistantes utilisées pour faire le test sont par définition non stationnaires. Il faut donc connaître la valeur de d_{max} . Pour cela, on utilise les tests de racines unitaires. Ils ont pour seul objectif de savoir si les composantes de long terme sont intégrées d'ordre 1 ou 2.

Cependant, une critique consensuelle sur les procédures de tests de racines unitaires est leur manque de puissance. Elle se caractérise par des interprétations parfois contradictoires entre les différents tests. Le raisonnement sur un grand nombre de tests de racines unitaires ne garantit pas l'élimination totale de ce type de biais. Afin de garder une relative confiance dans les conclusions sur l'ordre d'intégration des composantes de long terme, le recours à des deux tests de racines unitaires à hypothèses nulles contraires se révèle indispensable. Le test de Ng et Perron (2001) – NP – considère comme hypothèse nulle la non-stationnarité, alors que le test de KPSS (1992)⁷ prend en compte la stationnarité⁸.

On a détaillé les étapes du protocole relatif au test d'existence de tout mécanisme de transmission directe ou induite, que ce soit à court terme ou à long terme. Il reste à déterminer la méthode de mesure de l'effectivité des mécanismes de transmission pour lesquels l'existence est avérée.

3.1.3 Le calcul du CIC

Une possibilité pour établir un coefficient d'intensité causale – *CIC* –, représentatif de l'effectivité d'un canal de transmission, est d'associer deux éléments. D'une part, le *CIC* doit incorporer un degré d'acceptation que la chaîne de transmission est une relation de causalité ; d'autre part, il doit prendre en compte l'intensité de la relation le long de cette chaîne.

Le degré de présomption causale pour un maillon d'une chaîne de transmission

Ce degré peut être construit de la manière suivante. Pour chaque maillon de la chaîne de transmission, on définit un indicateur de difficulté d'acceptation de l'hypothèse nulle ; ceci pour chaque hypothèse nulle H_{01} , H_{02} ou H_{03} définie à la page 133 –. Cet indicateur traduit le degré de présomption qu'un i ème maillon de la chaîne de transmission monétaire est une relation causale. Il vaut :

⁷Voir Kwiatowski et al. (1992).

⁸Des compléments techniques relatifs à ces deux tests sont exposés à l'issue de cette section.

$$DPC_i = \begin{cases} 1 - pv, & \text{si } pv < \alpha \\ 0, & \text{sinon.} \end{cases} \quad \forall i = \{1, 2, 3\} \quad (3.7)$$

pv représente la *p-value* du test de causalité de TYDL. Par définition $pv \in [0 ; 1]$. Cet indicateur discontinu vaut $(1 - pv)$ dans le cas d'un rejet de H_0 , et 0 si on réfute la causalité à l'issue du test de TYDL.

Pour tout test de causalité, le modélisateur est confronté à la situation suivante :

Si $pv < \alpha$ (c'est-à-dire qu'on se situe dans la zone de confiance d'acceptation de la causalité), on est dans l'intervalle $[0 ; \alpha]$. Si $\alpha = 10 \%$ par exemple et que l'on tire du test de TYDL que $pv = 4 \%$, on reste dans la même zone de confiance. Maintenant, si $\alpha = 1 \%$, le modélisateur change de zone de confiance pour rentrer dans la zone d'acceptation de la non-causalité.

Par conséquent, le modélisateur est d'autant plus ancré dans la zone de confiance de H_1 , que pv se rapproche de 0 en s'éloignant de α . Inversement, le risque que sa confiance en H_1 soit ébranlée par un changement de la valeur de α , est d'autant plus important que pv se rapproche de α ou s'éloigne de 0. Pour une valeur α déterminée par le modélisateur, DPC_i traduit donc le degré de confiance en la décision de valider l'existence du maillon i de la chaîne causale. Plus précisément, un tel indicateur permet de valoriser différemment des relations causales existantes, en fonction du degré de confiance accordé à H_1 . $DPC_i \in [0 ; 1]$.

On a défini un indicateur traduisant le degré de confiance en l'acceptation d'une relation causale au seuil α .

Encadré n°10 La signification du degré de présomption de causalité

Le *DPC* ne doit être confondu avec la probabilité que le maillon de la chaîne (dont on teste l'existence) soit une relation causale. Pour s'en convaincre, dans une transmission monétaire directe, on a deux événements :

- $y_I \rightarrow y_A$: événement A ;
- $y_A \rightarrow y_B$: événement B.

Valider l'existence du mécanisme de transmission, c'est avoir $(A \cup B)$. Supposons que DPC_i est assimilable à un indicateur de probabilité de causalité. Cela signifie que $DPC_{(A \cup B)} = \text{prob}(A \cup B) = \text{prob}(A) + \text{prob}(B) - \text{prob}(A \cap B)^{(*)}$. Dans la démarche du test de causalité, obtenir l'événement A est indépendant de l'événement B. Par conséquent, ces deux événements sont toujours compatibles. Dès lors, $\text{prob}(A \cap B) = \text{prob}(A) \cdot \text{prob}(B)$. Or, tester $(A \cap B)$ c'est tester simultanément A et B par l'intermédiaire d'un seul test de causalité. Les restrictions associées à $(A \cap B)$ sont à la fois celles du test $y_I \rightarrow y_A$ et du test $y_A \rightarrow y_B$ pour valider l'hypothèse $(y_I \rightarrow y_A \rightarrow y_B)$. Du test de $(A \cap B)$ on tire une valeur donnée du *DPC*. Rien n'indique que ce $DPC_{(A \cap B)}$ est le produit du DPC_A et du DPC_B . Par conséquent, il n'y a pas d'égalité entre $DPC_{(A \cup B)}$ et $\text{prob}(A \cup B)$. Aussi, DPC_i n'est pas la mesure de la probabilité de causalité de l'*i*ème maillon de la chaîne liée à un mécanisme de transmission. C'est bien un indicateur du degré de confiance du modélisateur en sa décision de choisir H_1 ; autrement dit, une *proxy* du niveau de présomption de validité de l'hypothèse de causalité.

(*) $A \cap B$ signifie avoir A et B simultanément.

Le degré d'intensité d'un maillon d'une chaîne de transmission

Le premier élément du coefficient d'intensité causale – *CIC* – est construit. Il faut pouvoir définir une mesure appropriée de l'intensité de causalité sur maillon de la chaîne (supposée) de transmission.

L'existence d'une causalité à partir du test de TYDL ne présage en rien de son intensité. Une manière d'appréhender cette intensité est de considérer le poids de la relation linéaire unissant la variable causale à la variable causée. Ce poids peut être approché par l'élasticité de la variable causée par rapport à la variable causale.

Un premier avantage de l'élasticité est qu'il s'agit d'une mesure facile à calculer, dès que les données sont sous forme logarithmique. Or, dans ce protocole de validation empirique des canaux de transmission monétaire, les données sont logarithmiques dès l'origine – dès la séparation des composantes de court et de long terme –. A ce niveau, on reprend l'indicateur d'intensité présenté par Marais et Bates (2006).

Un deuxième avantage de l'élasticité est qu'il s'agit d'une mesure sans unité. Par conséquent, elle n'est pas sensible aux différences de niveau, d'unité, et de nature des deux

variables mises en relation. Ceci constitue un avantage majeur dans la mesure où, étudier empiriquement la transmission monétaire revient à mettre en relation des variables appartenant à des sphères économiques différentes. Ces variables ne sont donc pas de même nature, car elles sont plus ou moins stationnaires et plus ou moins volatiles.

Si sur le VAR(p) du test de TYDL on s'intéresse à l'élasticité $y_{1t} \rightarrow y_{At}$. On sait que l'équation explicative de y_{At} est de la forme :

$$y_{At} = \sum_{i=1}^k a_{3i} y_{1t-i} + \sum_{j=k+1}^p a_{3j} y_{1t-j} + \sum_{i=1}^k b_{3i} y_{2t-i} + \sum_{j=k+1}^p b_{3j} y_{2t-j} + \sum_{i=1}^k c_{3i} y_{At-i} + \sum_{j=k+1}^p c_{3j} y_{At-j} + \varepsilon_{y_{At}} \quad (3.8)$$

\Leftrightarrow

$$y_{At} \cdot \left(1 - \sum_{i=1}^k c_{3i} L^i - \sum_{j=k+1}^p c_{3j} L^j \right) = y_{1t} \cdot \left(\sum_{i=1}^k a_{3i} L^i - \sum_{j=k+1}^p a_{3j} L^j \right)$$

L'élasticité de y_{At} par rapport à y_{1t} vaut donc :

$$e_{y_{At}/y_{1t}} = \frac{\left(\sum_{i=1}^k a_{3i} L^i - \sum_{j=k+1}^p a_{3j} L^j \right)}{\left(1 - \sum_{i=1}^k c_{3i} L^i - \sum_{j=k+1}^p c_{3j} L^j \right)} \quad (3.9)$$

La construction du CIC sur une chaîne complète de transmission

Pour tout maillon i d'une chaîne de transmission monétaire, on associe deux éléments quantitatifs. D'un côté, le DPC_i traduit le degré d'acceptation de l'existence du maillon i , mais ne dit rien sur son intensité. D'un autre côté, l'élasticité calculée entre les deux variables du maillon i indique l'intensité de la relation les unissant, sans dire s'il s'agit d'une relation causale. Dès lors, si l'on veut rendre compte quantitativement de l'effectivité d'un maillon i de la chaîne causale, il faut pouvoir lier dans une même grandeur les deux indicateurs. L'intensité causale du maillon i se mesure en pondérant l'élasticité par le DPC_i . Ce principe de pondération est repris de Bates (2005), à la différence qu'ici on ne raisonne pas sur des causalités entre groupes de variables. L'intensité causale du maillon i (IC_i) vaut donc :

$$IC_i = DPC_i \cdot |e_i| \quad (3.10)$$

On considère l'élasticité en valeur absolue pour respecter un des principes que doit suivre une bonne mesure de l'intensité causale selon Geweke (1982) ; à savoir une grandeur positive ou nulle.

Dans une chaîne de transmission monétaire directe, on a $y_{1t} \rightarrow y_{At}$ et $y_{At} \rightarrow y_{2t}$ à partir du test de TYDL. On distingue donc deux maillons, soit deux intensités causales⁹ :

$$IC_1 = (1 - pv_1) \cdot |e_{y_{At}/y_{1t}}| \quad (3.11)$$

et

$$IC_2 = (1 - pv_2) \cdot |e_{y_{2t}/y_{At}}| \quad (3.12)$$

La chaîne causale de y_{1t} (composante temporelle du taux d'intérêt court de la politique monétaire) vers y_{2t} (même composante temporelle pour une variable réelle) est une relation indirecte¹⁰. Par conséquent, pour mesurer le poids de la relation entre y_{2t} et y_{1t} , il faut se référer à l'élasticité indirecte de y_{2t} par rapport à y_{1t} transitant par y_{At} . L'élasticité de y_{2t} par rapport à y_{1t} s'écrit :

$$|e_{y_{2t}/y_{1t}}| = \left| \frac{\partial y_{2t}}{\partial y_{1t}} \cdot \frac{y_{1t}}{y_{2t}} \right| \quad (3.13)$$

Cette élasticité sous forme indirecte (relation entre y_{1t} et y_{2t} transitant par y_{At}) peut être décomposée comme suit :

$$|e_{y_{2t}/y_{1t}, y_{At}}| = \left| \frac{\partial y_{2t}}{\partial y_{At}} \cdot \frac{\partial y_{At}}{\partial y_{1t}} \cdot \frac{y_{1t}}{y_{At}} \cdot \frac{y_{At}}{y_{2t}} \right|$$

Or,

$$|e_{y_{2t}/y_{At}}| = \left| \frac{\partial y_{2t}}{\partial y_{At}} \cdot \frac{y_{At}}{y_{2t}} \right|$$

et

$$|e_{y_{At}/y_{1t}}| = \left| \frac{\partial y_{At}}{\partial y_{1t}} \cdot \frac{y_{1t}}{y_{At}} \right|$$

\Leftrightarrow

⁹Une telle mesure va plus loin que celle proposée dans Marais et Bates (2006) où l'on ne raisonne que sur les élasticités, sans valoriser différemment la facilité à accepter l'hypothèse de causalité sur l'ensemble des tests réalisés.

¹⁰Ceci s'explique par le fait que c'est une transmission non instantanée transitant par plusieurs variables.

$$|e_{y_{2t}/y_{1t}, y_{At}}| = |e_{y_{2t}/y_{At}}| \cdot |e_{y_{At}/y_{1t}}| \quad (3.14)$$

L'élasticité indirecte est composée de deux élasticités directes relatives à chaque maillon de la chaîne : $y_{1t} \rightarrow y_{At}$ et $y_{At} \rightarrow y_{2t}$. Ces deux élasticités ne disent pas si les maillons sont effectivement causaux. Elles mesurent chacune le poids de la relation linéaire liant les variables de chaque maillon. Pour avoir l'intensité causale le long de toute la chaîne de transmission, **l'intuition pousse à multiplier chaque élasticité directe par le DPC qui lui est associé.**

En effet, l'intensité de causalité de chaque maillon de la chaîne est définie dans les équations (3.11) et (3.12). Comme l'élasticité indirecte mesure le poids de la relation le long de toute la chaîne de transmission, et qu'elle est le produit des élasticités directes de chacun de ses maillons, un indicateur d'intensité causale de y_{1t} vers y_{2t} transitant par y_{At} peut être calculé ainsi :

$$IC_{y_{1t} \rightarrow y_{2t}, y_{At}} = IC_1 \cdot IC_2 \quad (3.15)$$

$$\Leftrightarrow IC_{y_{1t} \rightarrow y_{2t}, y_{At}} = \underbrace{(1 - pv_1)}_{\in]0, 1]} \cdot \underbrace{(1 - pv_2)}_{\in]0, 1]} \cdot |e_{y_{2t}/y_{1t}, y_{At}}| \quad (3.16)$$

Pour une variable quelconque $x \geq 0$, la fonction $g(x) = \left(\frac{x}{1+x}\right)$ est continue et croissante telle que : $g(x) \in]0 ; 1[$. Par conséquent, on peut construire ce que l'on appellera le coefficient d'intensité causale – *CIC* – de la façon suivante :

$$CIC_{y_{1t} \rightarrow y_{2t}, y_{At}} = (1 - pv_1) \cdot (1 - pv_2) \cdot \frac{|e_{y_{2t}/y_{1t}, y_{At}}|}{(1 + |e_{y_{2t}/y_{1t}, y_{At}}|)} \quad (3.17)$$

$$\Leftrightarrow CIC_{y_{1t} \rightarrow y_{2t}, y_{At}} \in]0 ; 1[$$

Le *CIC* est une fonction croissante du poids de la relation indirecte entre la variable de politique monétaire et une variable réelle cible d'un mécanisme de transmission. C'est aussi une fonction croissante du degré de présomption que les maillons de la chaîne de transmission sont bien des relations causales. Plus le *CIC* est proche de 0, plus l'effectivité du canal de transmission est faible. Inversement plus le *CIC* est proche de 1, plus cette effectivité est très forte. On obtient donc un indicateur pouvant

mesurer l'effectivité d'un canal quelconque de transmission. Il a l'avantage d'être facilement interprétable.

En tant qu'indicateur d'intensité causale, le *CIC* doit respecter les principes de qualité définie par Geweke (1982)¹¹.

En effet, le *CIC* a la valeur indiquée à l'équation (3.17), si tous les maillons de la chaîne causale sont acceptés à l'issue du test de TYDL. Dans le cas contraire, compte tenu de la définition à l'équation (3.7), au moins l'un des éléments de l'équation (3.17), $(1 - pv_1)$ ou $(1 - pv_2)$, vaudra 0, si bien que le *CIC* sera nul. Ainsi, **le premier principe de Geweke (1982) est respecté ; l'indicateur d'intensité causale est positif et ne s'annule que s'il n'y a pas de causalité.**

Le calcul du *CIC* nécessite l'estimation d'un système VAR-MCO liant les composantes temporelles des variables constitutives d'une chaîne de transmission. Comme les données sont des logarithmes, à partir des paramètres estimés, on peut aisément calculer l'élasticité indirecte de la variable causée par rapport à la variable causale (transitant par la chaîne de transmission). Il suffit de récupérer la *p-value* du test de causalité sur chaque maillon de la chaîne de transmission. De là, on applique la formule de l'équation (3.17) pour mesurer l'effectivité d'un mécanisme de transmission. Dès lors, **conformément au deuxième principe de Geweke, le mode de calcul du *CIC* reste simple.**

Enfin, on a démontré que le *CIC* **conformément au dernier principe de Geweke est une fonction croissante de l'intensité causale.**

Toutefois, le calcul du *CIC* présenté est subordonné à la validation de **l'intuition** de la page 139. En effet, rien n'indique que l'indicateur de présomption causale sur toute la chaîne de transmission vaut réellement le produit des indicateurs de présomption causale sur chacun de ses maillons. A la page 158, sous l'hypothèse que la causalité est acceptée sur chacun des maillons de la chaîne, on prouve par simulation que l'indicateur de présomption causale sur toute la chaîne de transmission (DPC_{12}) est tel que $DPC_{12} \leq (1 - pv_1) \cdot (1 - pv_2)$.

Dans le cadre d'une transmission monétaire induite, la chaîne causale est la suivante : $y_{1t} \rightarrow y_{At}, y_{At} \rightarrow y_{Bt}, y_{Bt} \rightarrow y_{2t}$, avec y_{At} et y_{Bt} deux variables de transmission de canaux monétaires directs. Le *CIC* se calcule comme suit :

$$CIC_{y_{1t} \rightarrow y_{2t}, y_{At}, y_{Bt}} = (1 - pv_1) \cdot (1 - pv_2) \cdot (1 - pv_3) \cdot \frac{|e_{y_{2t}/y_{1t}, y_{At}, y_{Bt}}|}{(1 + |e_{y_{2t}/y_{1t}, y_{At}, y_{Bt}}|)} \in]0 ; 1[\quad (3.18)$$

¹¹Voir p. 100.

avec pv_1 la *p-value* liée à la causalité de $y_{1t} \rightarrow y_{At}$, pv_2 celle de la causalité de $y_{At} \rightarrow y_{Bt}$ et pv_3 celle de la causalité de $y_{Bt} \rightarrow y_{2t}$. En outre, on a :

$$\left| e_{y_{2t}/y_{1t}, y_{At}, y_{Bt}} \right| = \left| e_{y_{2t}/y_{Bt}} \right| \cdot \left| e_{y_{Bt}/y_{At}} \right| \cdot \left| e_{y_{At}/y_{1t}} \right| \quad (3.19)$$

Toutes les étapes du protocole de mesure de l'effectivité des mécanismes de transmission sont maintenant réunies. La première étape consiste à extraire les composantes temporelles de toutes les variables nécessaires à l'analyse empirique de la transmission monétaire à l'échelle macroéconomique. Pour ce faire, on utilise la modélisation structurelle à composantes inobservables. Sur ces composantes, on applique le test de causalité de Toda, Yamamoto, Dolado et Lütkepohl (1995-1996) pour chaque maillon des chaînes potentielles de transmission. Le test est mené respectivement sur la composante transitoire et persistante, afin de traduire les effets de court terme et de long terme de la politique monétaire sur la sphère réelle. Pour chaque mécanisme existant de transmission, on calcule le coefficient d'intensité causale qui fournit une évaluation de son effectivité macroéconomique.

Tout le protocole aboutissant au *CIC* respecte l'ensemble des contraintes économétriques liées à l'étude de la transmission monétaire. Il reste à vérifier par simulation certains aspects du protocole, afin de faire ressortir toute sa validité.

Les tests de racines unitaires de KPSS et de NP

Chez KPSS (1992), toute série analysée se modélise comme étant la somme d'une tendance déterministe et ou d'une constante, et d'un terme d'erreur stationnaire.

Si l'on veut tester la stationnarité autour d'un niveau – le modèle n'a pas de tendance déterministe –, la statistique de test utilisée est :

$$\eta_\mu = \frac{\sum_{t=1}^T S_t^2}{T^2 \cdot \hat{\sigma}_{LT}^2} \quad (3.20)$$

avec S_t^2 est le somme des résidus du modèle et $\hat{\sigma}_{LT}^2$ est l'estimateur de la variance de long terme des résidus e_t :

$$\hat{\sigma}_{LT}^2 = \frac{1}{T} \cdot \sum_{t=1}^T e_t^2 + \frac{2}{T} \cdot \sum_{s=1}^T \left(1 - \frac{s}{l+1}\right) \cdot \sum_{t=s+1}^T e_t \cdot e_{t-s} \quad (3.21)$$

Dans le cas d'une présence d'une tendance déterministe linéaire, la statistique de test η_τ est la même que η_μ , à la différence que les éléments nécessaires à son calcul sont issus d'un modèle avec une constante et une tendance déterministe linéaire.

Le test de KPSS présente les avantages du test Phillips et Perron (PP) par rapport au test Dickey et Fuller Avancé (ADF). En effet, si ce dernier prend en compte uniquement la présence d'autocorrélations dans les séries temporelles, le test KPSS considère en plus l'hypothèse d'hétéroscédasticité. Il recourt comme le test NP au calcul d'un facteur correctif similaire à celui de PP. Selon la formule de Newey et West (1994), il vaut : $INT \left(4 \left(\frac{T}{100}\right)^{\frac{2}{9}}\right)^{12}$.

Pour le test de NP, quatre statistiques fondées sur la série détrendée y_T^d sont calculées :

$$MZA = \frac{(T^{-1}(y_T^d)^2 - f_o)}{(2k)} ;$$

$$MZt = MZA \times MSB ;$$

$$MSB^d = (p/f_o)^{\frac{1}{2}} ;$$

$$MPT = \begin{cases} \frac{c^2 p - c T^{-1} (y_T^d)^2}{f_o} & \text{si } x_t = \{1\} \\ \frac{c^2 p + (1-c) T^{-1} (y_T^d)^2}{f_o} & \text{si } x_t = \{1, t\} \end{cases} \quad \text{avec } c = \begin{cases} -7 & \text{si } x_t = \{1\} \\ -13,5 & \text{si } x_t = \{1, t\} \end{cases} .$$

x_t symbolise soit une tendance stochastique avec ou sans dérive, soit une tendance déterministe. Le choix entre les deux types de tendance est déterminé à partir de la significativité

¹²INT pour partie entière. On retrouve le même résultat à partir de la formule simplifiée reprise dans Bresson et Pirotte — 1995, p. 429 —.

des paramètres d'intérêt sur les modèles relatifs au test de KPSS. f_0 est une fenêtre spectrale ici de Bartlett. Pour rendre stationnaire y_t , il faut le différentier autant de fois que nécessaire, jusqu'à ce que les quatre statistiques du test NP soient inférieures aux valeurs critiques. Le nombre de différentiations donne l'ordre d'intégration.

3.2 La validation du protocole de mesure

Afin de répondre aux doutes empiriques sur les mécanismes de transmission monétaire, les fondements de la construction d'un protocole de mesure de leur effectivité ont été posés dans la section 1. Au-delà des arguments qui justifient l'ensemble des arbitrages économétriques réalisés jusqu'à alors, il faut démontrer toute la validité du protocole. C'est la raison pour laquelle cette section s'attachera à effectuer un certain nombre de simulations de Monte Carlo. Tout d'abord, le but sera de démontrer l'unicité des séquences de causalité à tester pour prouver l'existence d'un canal de transmission. De là, le seuil et la puissance du test permettront de dégager le niveau de significativité optimale à utiliser de manière pratique. Enfin, la validité statistique du coefficient d'intensité causale (*CIC*) sera démontrée. Il s'agira d'aboutir à l'universalité d'application de l'indicateur, au-delà de la seule transmission monétaire.

3.2.1 La simulation de la validité de la chaîne causale de transmission

On a défendu l'idée selon laquelle l'existence d'une chaîne de transmission ne pouvait être testée à partir d'une analyse contrefactuelle ou des approches relevant d'une causalité conditionnelle. Par ailleurs, on a considéré qu'il est préférable de tester la causalité par séquences relatives à chaque maillon d'une chaîne de transmission. Au-delà des arguments avancés dans les sections précédentes, une simulation de Monte Carlo permet de convaincre totalement de la validité des choix effectués. Il s'agit de prouver que, sur un même système estimé, tester les chaînes causales $(y_{1t} \nrightarrow y_{At} \nrightarrow y_{2t})$, ou $(y_{1t} \nrightarrow y_{2t} \text{ conditionnellement } y_{At})$, au moyen de la procédure de Toda, Yamamoto, Dolado, Lütkepohl (1995-1996), n'entraîne pas les mêmes résultats que tester $(y_{1t} \nrightarrow y_{At} \text{ et } y_{At} \nrightarrow y_{2t})$.

En premier lieu, il s'agit de créer un processus générateur de données – DGP –. Il est tel que l'on accepte les hypothèses alternatives : $(y_{1t} \rightarrow y_{At} \text{ et } y_{At} \rightarrow y_{2t})$, à partir d'un système à l'image de l'équation (2.26) de la page 114. Avec ce DGP favorable à cette causalité de transmission, sur un même système estimé et répliqué un grand nombre de fois, on calcule le pourcentage d'acceptation de l'hypothèse $(y_{1t} \rightarrow y_{At} \rightarrow y_{2t})$. Ceci permet de vérifier si $(y_{1t} \rightarrow y_{At} \text{ et } y_{At} \rightarrow y_{2t})$ implique toujours $(y_{1t} \rightarrow y_{At} \rightarrow y_{2t})$. Si tel n'est pas le cas, on valide que tester $(y_{1t} \nrightarrow y_{At} \text{ et } y_{At} \nrightarrow y_{2t})$ à partir d'une même statistique de Wald est inopportun pour prouver la transmission. Il faut donc deux tests successifs.

En deuxième lieu, en suivant le même raisonnement, il s'agit de compter le nombre de

fois que l'on valide l'hypothèse ($y_{1t} \rightarrow y_{2t}$ conditionnellement y_{At}) sachant le DGP favorable à ($y_{1t} \rightarrow y_{At}$ et $y_{At} \rightarrow y_{2t}$). Ceci permet de voir si la causalité de transmission – hypothèse du DGP – implique systématiquement une causalité conditionnelle.

A ce stade, toutes les simulations sont réalisées en supposant des données purement stationnaires ; c'est-à-dire que l'on travaille sur les composantes transitoires simulées des variables économiques.

Les DGP sont construits de manière à concentrer la volatilité des séries au niveau des paramètres d'erreurs – ε_{it} pour $1 \leq i \leq 3$ –. La nature plus ou moins stationnaire du processus unissant y_{1t} , y_{At} , y_{2t} est définie en fonction des paramètres du système VAR. Dans le cadre de la transmission monétaire, y_1 est une variable monétaire. Afin de la différencier des variables réelles, y_1 est créée avec des effets ARCH servant à traduire la volatilité plus probable des variables monétaires et financières. On considère que pour y_{1t} :

$$\varepsilon_{1t} \sim \mathcal{N}(0, \sigma_{\varepsilon_{1t}}) \quad (3.22)$$

Dans la simulation avec $T = 200$ (raisonnement asymptotique), $\sigma_{\varepsilon_{1t}}$ est tel que :

$$\sigma_{\varepsilon_{1t}} = 1 + 0,6.I_{1t} + 0,5.I_{2t} - 0,3.I_{3t} + 0,25.I_{4t} \quad (3.23)$$

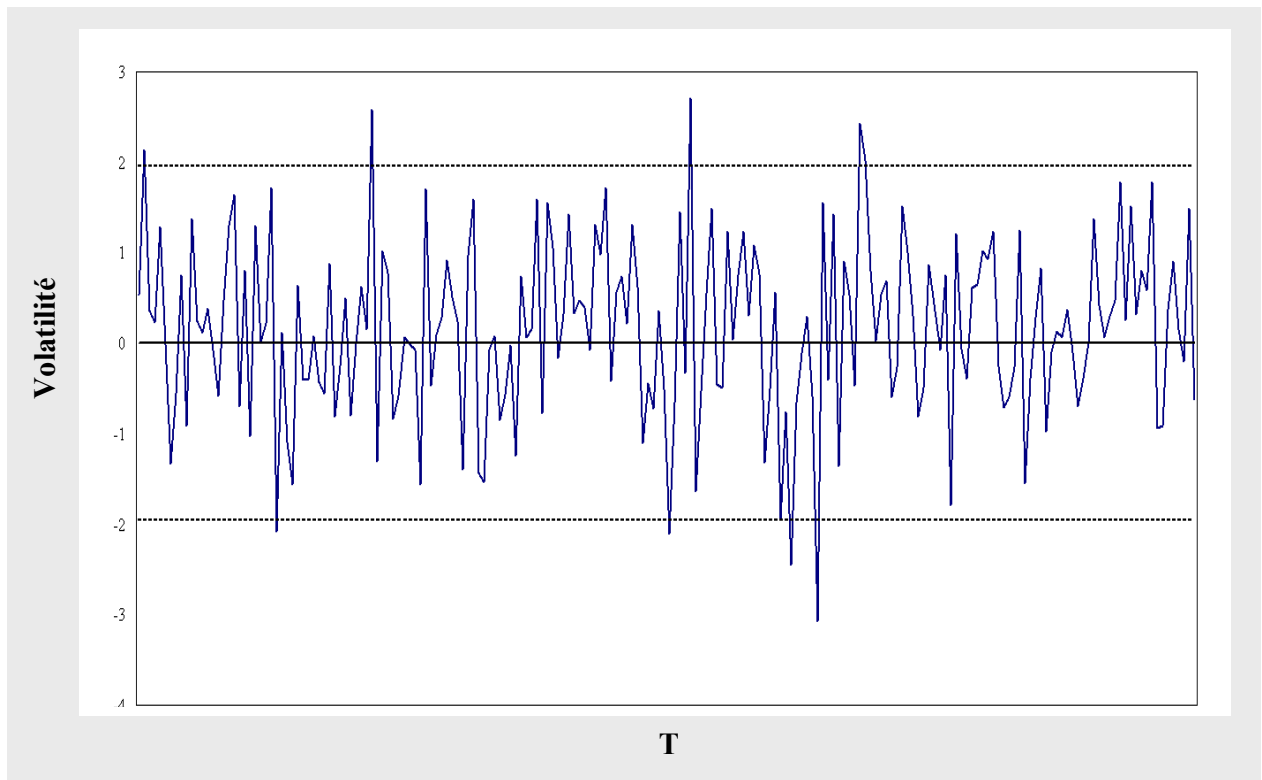
On fixe les valeurs suivantes afin de garantir une alternance de périodes de forte et de faible volatilité :

$$I_{1t} = \begin{cases} 1 & \text{si } 10 < t \leq 45 \\ 0 & \text{sinon} \end{cases} \quad I_{2t} = \begin{cases} 1 & \text{si } 65 < t \leq 90 \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$$

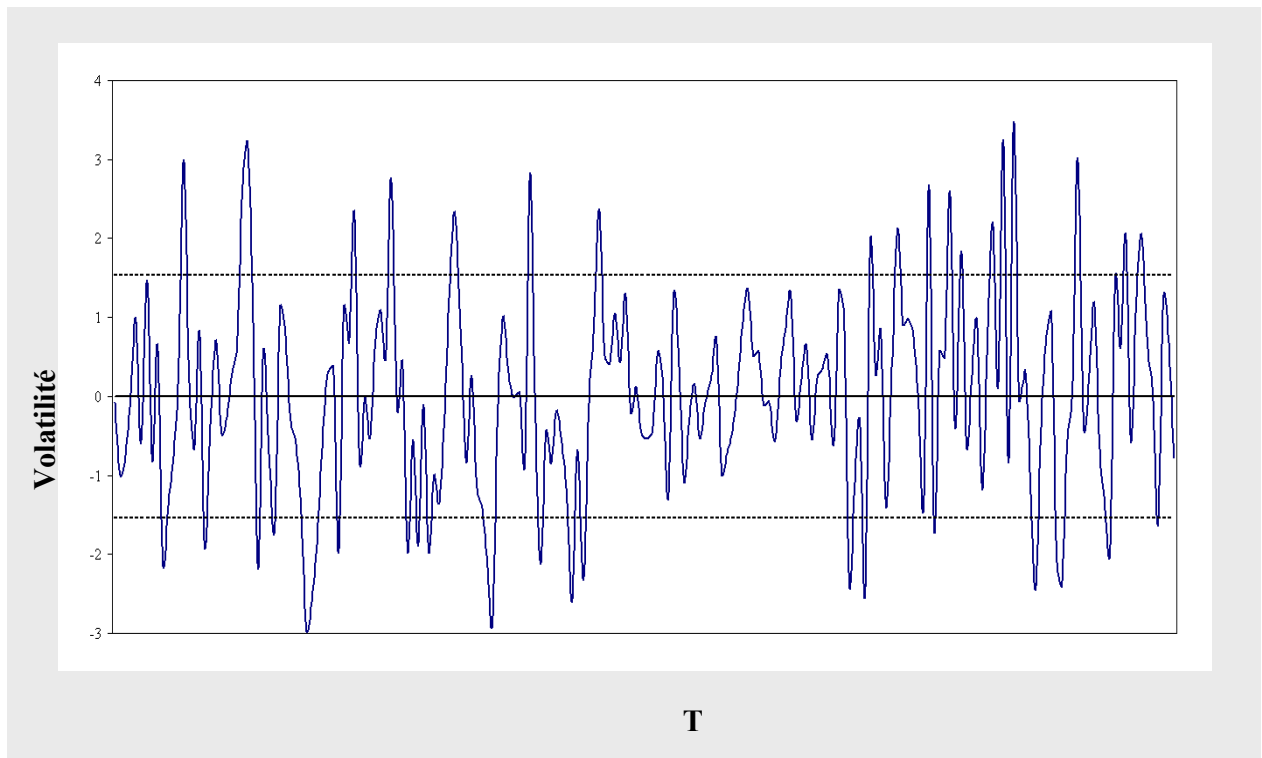
$$I_{3t} = \begin{cases} 1 & \text{si } 100 < t \leq 120 \\ 0 & \text{sinon} \end{cases} \quad I_{4t} = \begin{cases} 1 & \text{si } 145 < t \leq 195 \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$$

Fig. 12 Volatilité simulée

Sans effet ARCH



Avec effet ARCH



Comme la variable de transmission y_{At} peut être un agrégat quand il s'agit du volume de crédit, ou une variable monétaire voire financière (pour le canal des prix d'actifs boursiers), on suppose qu'elle peut être volatile comme non volatile. Dans le cas non-volatile, on a :

$$\varepsilon_{At} \sim \mathcal{N}(0, 1) \quad (3.24)$$

Dans le cas volatile, on reprend une spécification proche de ε_{1t} – relation (3.22) – avec quelques décalages temporels dans les indicatrices :

$$I_{1t} = \begin{cases} 1 & \text{si } 8 < t \leq 47 \\ 0 & \text{sinon} \end{cases} \quad I_{2t} = \begin{cases} 1 & \text{si } 58 < t \leq 88 \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$$

$$I_{3t} = \begin{cases} 1 & \text{si } 98 < t \leq 126 \\ 0 & \text{sinon} \end{cases} \quad I_{4t} = \begin{cases} 1 & \text{si } 140 < t \leq 192 \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$$

Les variables causées sont réelles et donc moins volatiles que les variables monétaires. On choisit donc de simuler y_{2t} sans volatilité en reprenant la même spécification de l'équation (3.24).

Les conditions initiales sont la nullité des trois variables.

Pour la simulation, on estime un processus VAR($p = k + dmax$) avec $k = 2$ et $dmax = 0$. On crée le DGP favorable à l'hypothèse ($y_{1t} \rightarrow y_{At}$ et $y_{At} \rightarrow y_{2t}$) à partir du système VAR suivant :

$$\begin{pmatrix} y_{2t} \\ y_{1t} \\ y_{At} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \Phi_{11} & 0 & \Phi_{13} \\ 0 & \Phi_{22} & 0 \\ 0 & \Phi_{32} & \Phi_{33} \end{pmatrix} \cdot \begin{pmatrix} y_{2t-1} \\ y_{1t-1} \\ y_{At-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \alpha_{11} & 0 & \alpha_{13} \\ 0 & \alpha_{22} & 0 \\ 0 & \alpha_{32} & \alpha_{33} \end{pmatrix} \cdot \begin{pmatrix} y_{2t-2} \\ y_{1t-2} \\ y_{At-2} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \varepsilon_{2t} \\ \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{At} \end{pmatrix} \quad (3.25)$$

Comme les séries du VAR sont supposées stationnaires à ce stade des simulations, il faut fixer les paramètres Φ et α de sorte que tous les modules des racines z du polynôme suivant soient à l'extérieur du disque unité. Le polynôme est le suivant :

$$\left| \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{pmatrix} - \begin{pmatrix} \Phi_{11} & 0 & \Phi_{13} \\ 0 & \Phi_{22} & 0 \\ 0 & \Phi_{32} & \Phi_{33} \end{pmatrix} \cdot z - \begin{pmatrix} \alpha_{11} & 0 & \alpha_{13} \\ 0 & \alpha_{22} & 0 \\ 0 & \alpha_{32} & \alpha_{33} \end{pmatrix} \cdot z^2 \right| = 0 \quad (3.26)$$

$$\Leftrightarrow (1 - \Phi_{11} \cdot z - \alpha_{11} \cdot z^2) \cdot (1 - \Phi_{22} \cdot z - \alpha_{22} \cdot z^2) \cdot (1 - \Phi_{33} \cdot z - \alpha_{33} \cdot z^2) = 0 \quad (3.27)$$

avec $|z| > 1$.

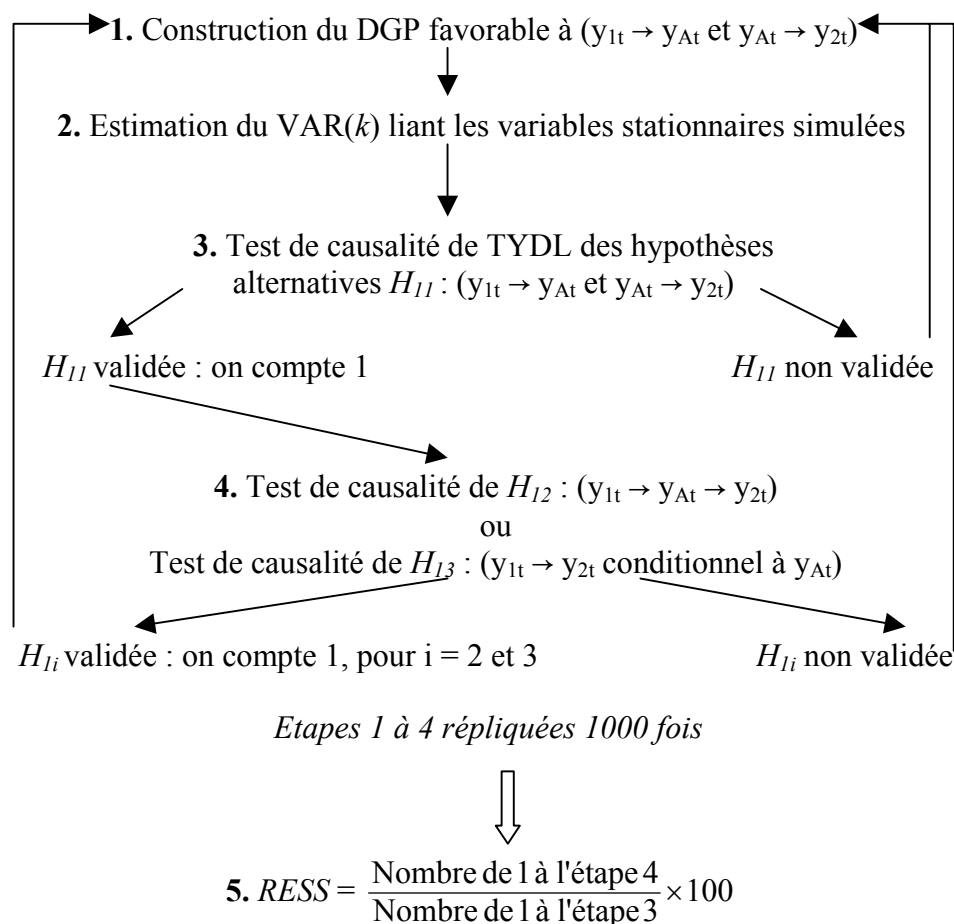
Une sélection de paramètres satisfaisant ces conditions et l'acceptation de l'hypothèse H_1 ($y_{1t} \rightarrow y_{At}$ et $y_{At} \rightarrow y_{2t}$) est :

$$\Phi_{ii} = 0,3 ; \alpha_{ii} = 0,2 ; \Phi_{ij} = 0,3 ; \alpha_{ij} = 0,1$$

Notons que les valeurs $\Phi_{32} = \Phi_{13} = 0,3$ sont celles qui permettent de valider l'hypothèse ($y_{1t} \rightarrow y_{At}$ et $y_{At} \rightarrow y_{2t}$).

En résumé, les étapes de la simulation sont les suivantes.

Fig. 13 *Etapes de la simulation pour la comparaison des tests de chaînes causales par simulation*



Les résultats obtenus sont reportés dans le tableau ci-après.

Tab. 3 Inférence causale comparée entre trois chaînes causales

Seuil <i>a priori</i>	Variable de transmission non volatile		Variable de transmission volatile	
	$RESS_1$	$RESS_2$	$RESS_1$	$RESS_2$
1 %	16,4	100,0	5,5	100,0
5 %	35,4	100,0	16,0	100,0
10 %	47,1	100,0	18,6	100,0

$RESS_1$ représente le pourcentage de fois où, quand on valide la chaîne causale de transmission monétaire ($y_{1t} \rightarrow y_{At}$ et $y_{At} \rightarrow y_{2t}$), on valide aussi ($y_{1t} \rightarrow y_{2t}$ conditionnellement à y_{At}). $RESS_2$ représente le pourcentage de fois où quand ($y_{1t} \rightarrow y_{At}$ et $y_{At} \rightarrow y_{2t}$) est validé, on valide aussi ($y_{1t} \rightarrow y_{At} \rightarrow y_{2t}$).

On remarque qu'à l'issue des 1000 répliques, sur 100 cas favorables à ($y_{1t} \rightarrow y_{At}$ et $y_{At} \rightarrow y_{2t}$) seuls 16 à 47 cas sont aussi favorables à ($y_{1t} \rightarrow y_{2t}$ conditionnellement à y_{At}). Plus le seuil est élevé (situation où on ne recherche pas la précision), plus il y a une concordance entre l'acceptation des hypothèses de causalité conditionnelle et de transmission. Mais de manière absolue, on ne peut parler d'équivalence entre les deux hypothèses : ($y_{1t} \rightarrow y_{At}$ et $y_{At} \rightarrow y_{2t}$) et ($y_{1t} \rightarrow y_{2t}$ conditionnellement à y_{At}). Cette simulation est une preuve que la causalité conditionnelle n'est pas une condition suffisante pour valider l'existence d'une transmission.

Un tel résultat est cohérent dans la mesure où la causalité conditionnelle recoupe deux configurations différentes :

- la causalité de transmission ;
- $y_{1t} \rightarrow y_{2t}$ sans passer par une chaîne ininterrompue dont le maillon est y_{At} .

Par ailleurs, 100 % des cas favorables à la transmission ($y_{1t} \rightarrow y_{At}$ et $y_{At} \rightarrow y_{2t}$) valident la causalité simultanée ($y_{1t} \rightarrow y_{At}$ et $y_{At} \rightarrow y_{2t}$). Un tel résultat est logique dans la mesure où les paramètres contraints dans le système simulé – équation (3.25) de la page 147 – sont les mêmes dans les deux configurations. Par conséquent, si on accepte la causalité avec les hypothèses testées séparément, on accepte forcément la causalité avec les hypothèses testées simultanément.

Cependant, on ne peut pas raisonner à partir du test simultané des chaînes de transmission. En effet, si on accepte $H_0 : y_{1t} \nrightarrow y_{At} \nrightarrow y_{2t}$, on ne peut dire quel maillon de la chaîne causale est rompu. Or, la transmission suppose un enchaînement des maillons de causalité. Il est donc impératif de ne pas accepter $y_{1t} \nrightarrow y_{At}$ pour éventuellement ne pas accepter $y_{At} \nrightarrow y_{2t}$. Ainsi, raisonner sur le test simultané des hypothèses conduirait en cas de non-causalité, à refaire

un test séparé des hypothèses pour identifier quel maillon de la chaîne causale est inopérant. Dans le souci de respecter le principe d'efficacité du protocole, il convient donc de raisonner sur le test séparé d'hypothèses.

L'ensemble de la simulation est réalisé en considérant des séries stationnaires et une taille d'échantillon élevée. A ce stade, comme on conclut à l'absence d'équivalence entre les trois chaînes causales analysées, il n'est besoin ni d'étudier le cas non stationnaire ni de raisonner en échantillon réduit.

3.2.2 Les propriétés statistiques du test de causalité

Maintenant que l'on est certain que la transmission correspond à une séquence de liens de causalité formant la chaîne de transmission, il faut étudier de manière plus précise quelques caractéristiques du test de causalité. On déterminera le niveau de significativité du test de TYDL à utiliser dans la pratique. Pour se faire, on raisonne sur des seuils *a priori*, sur la puissance, la taille de l'échantillon et sur la nature des données utilisées (en fonction de leur volatilité, de leur stationnarité). On identifiera la manière dont se comporte le *CIC* en fonction des mêmes éléments à l'origine de différents DGP.

La simulation de Monte Carlo se fait en deux temps.

- Il s'agit d'étudier le seuil du test de TYDL (1995-1996) ;
- Il faut ensuite vérifier la puissance du test.

Dans les deux cas, les simulations sont construites de telle sorte à vérifier la capacité du test à traiter empiriquement des phénomènes de transmission tels qu'ils ont été définis.

L'étude du niveau de significativité du test de TYDL

Le seuil ou niveau de significativité représente la probabilité d'erreur de premier type, c'est-à-dire la probabilité de rejeter à tort l'hypothèse nulle de non-causalité. L'idée consiste à comparer la fréquence relative au rejet à tort de H_0 aux limites théoriques de confiance de significativité pour différents seuils choisis *a priori* (1 %, 5 %, 10 %) ¹³.

Pour étudier le seuil du test de TYDL, on crée donc un DGP favorable à l'hypothèse $H_0 : (y_{1t} \nrightarrow y_{At} \text{ et } y_{At} \nrightarrow y_{2t})$. Différents cas de figure doivent être étudiés.

Le cas des données stationnaires (cas de composantes transitoires) : la même démarche de création du DGP de la page 145 est reprise. Cependant, pour avoir un cas favorable à H_0 ,

¹³Il s'agit des niveaux de significativité les plus communément utilisés dans les analyses économétriques.

on doit fixer de nouvelles valeurs des paramètres du DGP, toutes choses restant inchangées par ailleurs :

$$\Phi_{ii} = 0,3 ; \Phi_{ij} = 3e^{-4}; \alpha_{ii} = 0,2 ; \alpha_{ij} = 1e^{-4}$$

Le cas de données non stationnaires (cas de composantes tendanciellles) : les changements à effectuer pour générer le DGP adapté sont les suivants :

Le VAR est surparamétré ($dmax = 1$). Dès lors, l'équation (3.25) de la page 147 devient :

$$\begin{pmatrix} y_{2t} \\ y_{1t} \\ y_{At} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \Phi_{11} & 0 & \Phi_{13} \\ 0 & \Phi_{22} & 0 \\ 0 & \Phi_{32} & \Phi_{33} \end{pmatrix} \cdot \begin{pmatrix} y_{2t-1} \\ y_{1t-1} \\ y_{At-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \alpha_{11} & 0 & \alpha_{13} \\ 0 & \alpha_{22} & 0 \\ 0 & \alpha_{32} & \alpha_{33} \end{pmatrix} \cdot \begin{pmatrix} y_{2t-2} \\ y_{1t-2} \\ y_{At-2} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \gamma_{11} & 0 & \gamma_{13} \\ 0 & \gamma_{22} & 0 \\ 0 & \gamma_{32} & \gamma_{33} \end{pmatrix} \cdot \begin{pmatrix} y_{2t-2} \\ y_{1t-2} \\ y_{At-2} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \varepsilon_{2t} \\ \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{At} \end{pmatrix} \quad (3.28)$$

On fixe les paramètres du système d'équations (3.28) de manière à ce qu'au moins une des racines du polynôme associé au VAR surparamétré soit à l'intérieur du disque unité. Ceci permet d'être sûr de simuler un processus non stationnaire. Un ensemble de paramètres respectant ces conditions et l'acceptation de la non-causalité est :

$$\begin{aligned} \Phi_{ii} &= 0,6 ; \Phi_{ij} = 2,9e^{-4} ; \alpha_{ii} = 0,4 ; \alpha_{ij} = 1e^{-4} ; \\ \gamma_{ii} &= -0,5 ; \gamma_{ij} = 0,01 \end{aligned}$$

Au total, le seuil du test est étudié selon différents critères :

- la **taille de l'échantillon** : on prendra successivement $T = 50$, $T = 73^{14}$, $T = 200^{15}$;
- les **seuils** généralement utilisés au niveau statistique : 1 %, 5 %, 10 % ;
- la **nature plus ou moins volatile** de la composante de court terme puis de long terme **de la variable de transmission** ;
- la **nature plus ou moins stationnaire du VAR**. Si on traite de composantes de court terme, ce sont des données stationnaires. S'il s'agit de composantes de long terme, les séries suivent un processus $I(1)$.

¹⁴Cette taille d'échantillon est celle des sous-périodes d'étude dans l'application de l'ensemble du protocole sur les Etats-Unis, la France et le Royaume-Uni dans le chapitre 4.

¹⁵Cette taille permet l'étude des propriétés asymptotiques.

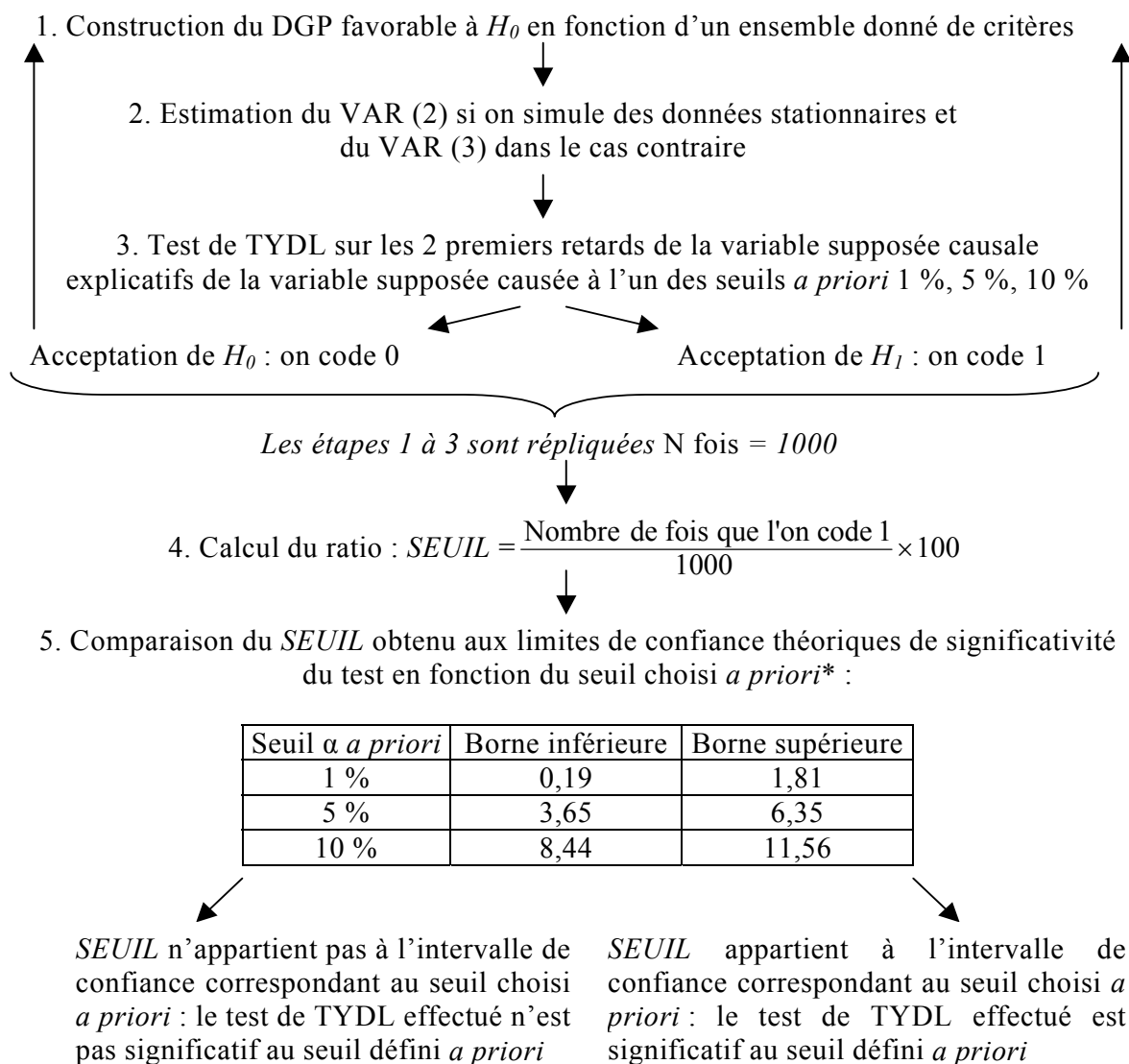
Sur un petit échantillon ($T < 100$), les indicatrices ne sont plus les mêmes que celles indiquées à la page 145. Les valeurs sont les suivantes pour y_{1t} (respectivement y_{2t}) :

$$I_{1t} = \begin{cases} 1 & \text{si } 2 \text{ (5)} < t \leq 17 \text{ (20)} \\ 0 & \text{sinon} \end{cases} \quad I_{2t} = \begin{cases} 1 & \text{si } 21 \text{ (25)} < t \leq 32 \text{ (33)} \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$$

$$I_{3t} = \begin{cases} 1 & \text{si } 36 \text{ (38)} < t \leq 46 \text{ (47)} \\ 0 & \text{sinon} \end{cases} \quad I_{4t} = \begin{cases} 1 & \text{si } 51 \text{ (52)} < t \leq 70 \text{ (69)} \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$$

Quels que soient les critères utilisés, la démarche de simulation est la suivante :

Fig. 14 Etape de la simulation pour l'étude du seuil du test de TYDL



* Un test est significatif au seuil α si on rejette H_0 . Les limites de confiance sont déterminées par la formule usuelle $\alpha \pm t_\alpha \cdot \sqrt{\alpha \cdot \frac{(1-\alpha)}{N}}$ avec $t_\alpha = F_{\mathcal{N}(0,1)}^{-1}(\frac{1+\alpha}{2})$.

On choisit un nombre de réplifications de 1000. Ce nombre suffit à obtenir des résultats stables avec un arbitrage acceptable entre temps de calcul des simulations et la précision des résultats au dixième près¹⁶. Le tableau suivant synthétise les résultats de simulation pour l'étude du seuil.

Tab. 4 Résultat pour le calcul du seuil

		dmax = 0 : séries stationnaires		dmax = 1 : séries non stationnaires	
T	α	Variable de transmission non volatile	Variable de transmission volatile	Variable de transmission non volatile	Variable de transmission volatile
50	1 %	2,4	2,1	2,2	1,9
	5 %	8,5	7,3	6,8	7,3
	10 %	14,2	14,2	11,8	12,5
73	1 %	1,2	1,7	1,2	1,3
	5 %	5,4	6,3	6,1	5,7
	10 %	14,4	11,8	11,9	12,9
200	1 %	1,5	1,8	1,2	1,7
	5 %	4,8	5,5	5,9	6,1
	10 %	10,1	12,3	11,6	13,4

On remarque tout d'abord que pour $T = 50$, le test de TYDL est non significatif quel que soit le seuil choisi *a priori*. Cela signifie qu'en échantillon très réduit, le protocole de mesure de l'effectivité des canaux de transmission de la politique monétaire ne pourra être mis en oeuvre. Par contre, pour les deux autres tailles d'échantillon ($T = 73$ et $T = 200$), seul le niveau de significativité de 10 % ne peut être choisi. En effet, le seul cas où le test de TYDL reste significatif à ce seuil, correspond à la situation où les séries sont stationnaires, $T = 200$ et la variable de transmission est non volatile – $SEUIL = 10,1 \in [8,44 ; 11,56]$ –. Cela signifie d'ores et déjà que l'on ne peut travailler qu'avec un seuil défini *a priori* de 1 ou 5 %. De plus, la taille d'échantillon de 73 observations, qui sera utilisée dans le chapitre 4, n'est pas rejetée pour ces seuils. Le test est donc significatif à 1 % et 5 % pour 73 observations. Il reste à déterminer si le test est puissant pour $T = 73$ et $T = 200$.

L'étude de la puissance du test de TYDL

Elle est réalisée selon les mêmes critères définis pour l'analyse du seuil (page 151).

Les paramètres fixés du VAR dans le cas stationnaire (raisonnement sur la composante de court terme) sont ceux de la page 148. Par contre, dans le cas non stationnaire, les paramètres choisis sont :

¹⁶Ce nombre de réplifications est aussi celui des simulations de Monte Carlo proposé par Dolado et Lütkepohl (1996), mais dans un cadre bivarié.

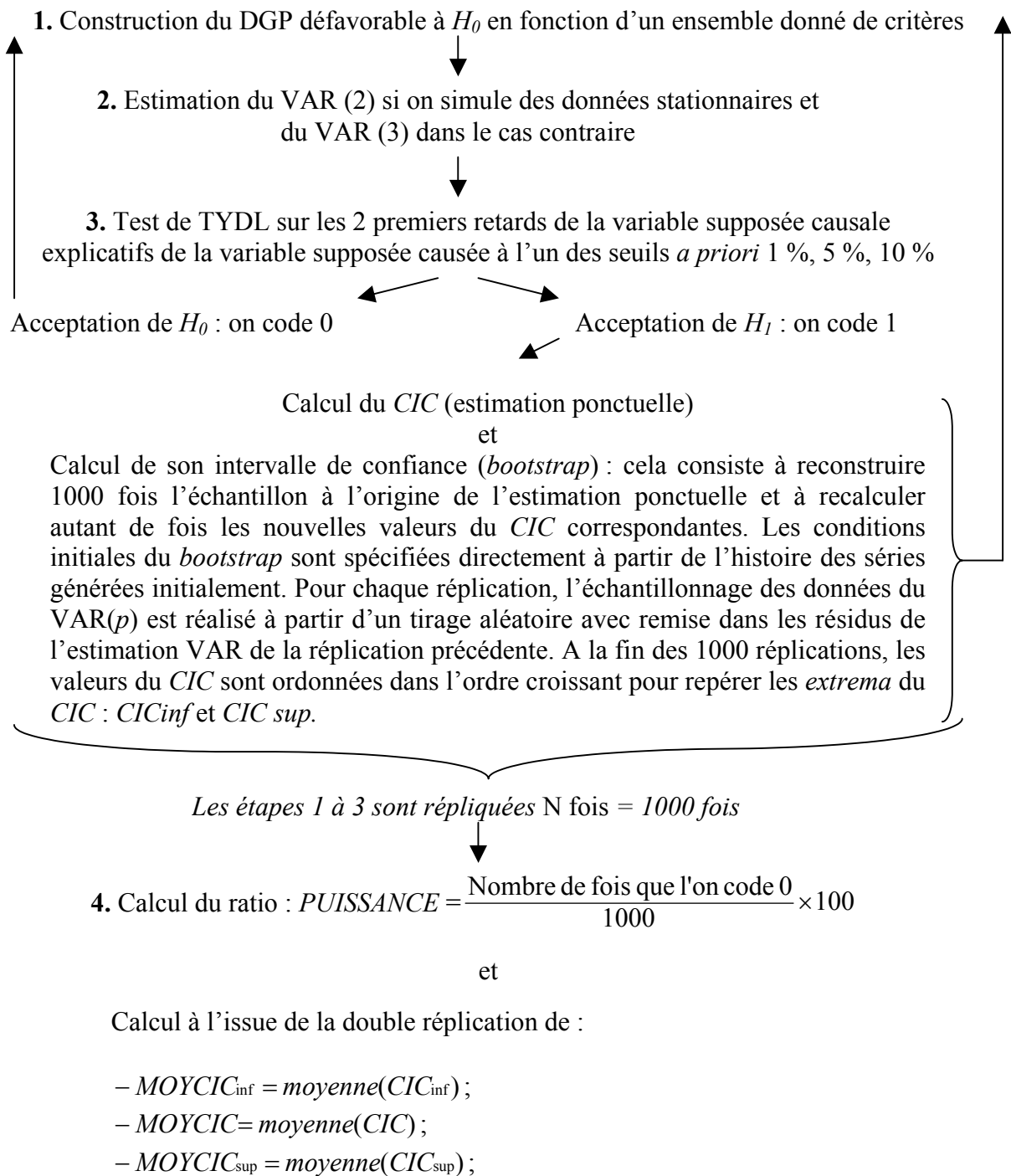
$$\begin{aligned}\Phi_{ii} &= 0,6 ; \Phi_{ij} = 0,29 ; \alpha_{ii} = 0,4 ; \alpha_{ij} = 0,1 \\ \gamma_{ii} &= -0,5 ; \gamma_{ij} = 0,01\end{aligned}$$

La puissance du test est la probabilité de choisir l'hypothèse alternative H_1 quand cette hypothèse est vraie dans la réalité. Elle vaut $(1 - \beta)$ avec β la probabilité de faire une erreur de second type. Cette dernière est réalisée quand on accepte H_0 , alors que c'est H_1 qui est vraie dans la réalité. L'idée consiste alors à calculer la fréquence relative d'acceptation à tort de H_0 – le β du test –. On en déduira la puissance du test. Pour cela, un DGP défavorable à H_0 ($y_{1t} \rightarrow y_{At}$ et $y_{At} \rightarrow y_{2t}$) est créé, tout en considérant les différents cas de figure en terme de taille d'échantillon, de seuil défini *a priori*, de volatilité et de stationnarité des séries.

Par ailleurs, le DGP nécessaire à la détermination de la puissance du test est celui qui est compatible avec l'existence d'une causalité entre les séries. Par conséquent, sur les mêmes séries générées par 1000 répliques, chaque fois que l'hypothèse H_1 est effectivement validée, on peut calculer une valeur du *CIC* avec un intervalle de confiance qui lui est propre¹⁷. Comme la loi statistique du *CIC* n'est pas connue, cet intervalle de confiance est construit par *bootstrap* avec 1000 répliques. A partir de la double réplique effectuée, il est possible d'étudier certaines propriétés du *CIC*. En résumé, la démarche suivie pour étudier la puissance du test et faire une analyse sur les valeurs du *CIC* est la suivante :

¹⁷Dans la suite de la thèse, les valeurs du *CIC* seront toujours reportées en pourcentage ; c'est-à-dire que le *CIC* varie entre [0 ; 100].

Fig. 15 Etapes nécessaires au calcul de la puissance du test et à l'étude des valeurs du CIC



Les résultats sur la puissance du test et sur le calcul du *CIC* sont les suivants :

Tab. 5 Résultat pour les calculs de la puissance du test de TYDL et du CIC

dmax = 0									
Variable de transmission non volatile						Variable de transmission volatile			
<i>T</i>	α	PUISSANCE	MOYCIC _{inf}	MOYCIC	MOYCIC _{sup}	PUISSANCE	MOYCIC _{inf}	MOYCIC	MOYCIC _{sup}
73	1 %	59,70	4,05	42,62	65,46	56,30	3,56	43,02	65,60
	5 %	81,30	1,75	39,57	64,28	79,20	1,99	40,08	64,80
	10 %	88,70	1,22	37,48	63,82	85,50	1,49	38,22	64,09
200	1 %	100,00	14,55	37,88	55,98	98,40	14,67	37,80	56,84
	5 %	100,00	14,38	37,86	55,81	99,50	13,94	38,01	56,74
	10 %	100,00	14,76	38,28	56,07	99,80	13,40	38,06	56,52
dmax = 1									
73	1 %	57,00	1,99	41,69	66,51	60,00	2,10	40,31	65,78
	5 %	80,70	1,62	38,52	65,24	79,80	1,72	39,43	65,40
	10 %	85,30	1,12	36,44	64,62	86,90	1,03	37,35	65,15
200	1 %	100,00	12,34	37,82	59,51	99,10	13,10	37,70	60,23
	5 %	100,00	12,17	38,12	59,54	99,70	12,41	37,29	59,56
	10 %	100,00	12,12	37,78	59,35	99,90	12,88	38,64	59,80

Comme attendu, la puissance du test s'accroît avec la taille de l'échantillon, que les séries soient stationnaires ou non, que la variable de transmission soit supposée volatile ou non.

Au seuil de 1 %, la puissance du test devient trop faible. Elle peut chuter jusqu'à moins de 60 % avec une taille d'échantillon de 73. Ceci pousse à privilégier un travail à 5 % plutôt qu'à 1 % de niveau de significativité du test. Plus précisément, pour tout test statistique, le but consiste à réduire le plus possible le seuil tout en maximisant la puissance. Cependant, puissance et seuil évoluent en sens contraire. C'est la raison pour laquelle la puissance du test au seuil de 5 % est toujours supérieure à celle que l'on calcule, toutes choses égales par ailleurs, avec un seuil de 1 %.

L'écart de niveau de puissance est trop défavorable à un raisonnement au seuil de 1 % – écart autour de 20 points dans le tableau 5 –.

Par ailleurs, en raisonnant au seuil de 5 %, on reste cohérent avec le choix d'une confiance dans les résultats plutôt qu'une précision. En effet, travailler au seuil de 5 % garantit davantage de capter un maximum de relations causales significatives dans l'analyse. Or, de manière générale, il paraît plus grave de raisonner au seuil de 1 % et de perdre des relations causales significatives (de ne pas mettre en évidence des mécanismes effectifs de transmission), plutôt que de raisonner à 5 % et de conserver dans l'analyse des relations causales faiblement significatives.

Si de manière asymptotique la puissance du test reste toujours maximale, elle chute à 80 % environ pour $T = 73$. Ceci peut s'expliquer de deux façons.

En premier lieu, la perte de puissance résulte d'un travail sur un échantillon de taille

réduite, puisque pour $T = 200$ la puissance est toujours maximale et vaut 100 %.

En second lieu, elle résulte de la "surparamétrisation" du VAR dans le cas où $dmax = 1$. On l'observe en raison d'une perte de puissance toujours supérieure si $dmax = 1$. Néanmoins, cette perte de puissance due à la "surparamétrisation" mérite d'être tempérée. En effet, l'écart de puissance entre les deux cas ($dmax = 1$ et $dmax = 0$) reste très faible. Ainsi, la perte de puissance due à la "surparamétrisation" reste nettement négligeable par rapport celle due à la taille de l'échantillon.

Par ailleurs, la puissance du test se maintient à un niveau acceptable, d'autant que de manière asymptotique, la perte de puissance disparaît. Ceci est d'autant plus vrai que, par simulation, Dolado et Lütkepohl (1996) démontrent que, d'une part, la puissance du test est minimale pour $k = 2$, toutes choses égales par ailleurs ; d'autre part la validité du test est pleinement avérée quand le nombre de variables du système est réduit et le nombre de retards optimaux k est important. En effet, dans ce dernier cas de figure, sous l'hypothèse d'une nécessaire "surparamétrisation" à cause de données non stationnaires, l'ajout d'un nombre réduit de retards non optimaux a un effet peu distorsif sur les propriétés statistiques du test.

On peut concevoir que la relative perte de puissance est largement contrebalancée par l'efficacité de la procédure applicable quel que soit le type de données étudiées. Enfin, Swanson, Ozyldirim et Pisu (2001) concluent que pour une taille d'échantillon inférieure à 100, la précision du test de TYDL apparaît meilleure que celle des approches causales alternatives.

En ce qui concerne les intervalles moyens de confiance du *CIC* sur les différents types d'échantillons simulés, un premier constat sans surprise est que leur étendue se réduit avec l'augmentation de la taille d'échantillon. Cependant, l'ordre d'intégration des séries et le degré de volatilité d'une variable de transmission, n'influencent que très faiblement en moyenne la valeur du *CIC*. Par conséquent, on valide une des qualités recherchées dans le coefficient d'intensité causale ; la mesure est indépendante de la nature des variables utilisées. En effet, il n'y a pas de raison objective qui pousse à avoir une statistique qui valorise différemment l'effectivité, selon le degré de stationnarité et la nature plus ou moins volatile de la transmission.

3.2.3 Les propriétés et l'interprétation du *CIC*

Il s'agit à ce niveau d'apporter des précisions supplémentaires sur la validité du calcul du *CIC*, ainsi que sur la manière de l'interpréter, avant de conclure par ses qualités.

La validation de l'intuition sur le degré de présomption causale

Il faut démontrer la validité de l'intuition inhérente au calcul de l'indicateur de présomption causale sur l'ensemble de la chaîne de transmission. Cette intuition exposée à la page 139 consiste à dire que le degré de présomption causale (*DGP*) sur l'ensemble de la chaîne de transmission est égal au produit des *DGP* relatifs à chaque maillon de cette chaîne.

Pour cela, sur des *DGP* favorables à l'acceptation de la causalité au seuil de 5 %, conformément à la formule du *CIC* exposée à la page 139 on calcule :

$$DPC_{12} = (DPC_1 \cdot DPC_2) = (1 - pv_1) \cdot (1 - pv_2)$$

Il s'agit de vérifier si par le produit des degrés de présomption causale DPC_1 et DPC_2 rattachés respectivement aux deux maillons $(y_{1t} \rightarrow y_{At})$ et $(y_{At} \rightarrow y_{2t})$, on peut approcher l'indicateur de présomption de causalité DPC_{12} lié à l'ensemble de la chaîne $(y_{1t} \rightarrow y_{At}$ et $y_{At} \rightarrow y_{2t})$. Sous l'hypothèse de transmission, avoir $(y_{1t} \rightarrow y_{At}$ et $y_{At} \rightarrow y_{2t})$ revient à avoir $(y_{1t} \rightarrow y_{At} \rightarrow y_{2t})$. DPC_{12} peut donc valoir $(1 - pv_{12})$, avec pv_{12} le niveau marginal de significativité ou *p-value* associée au test de causalité $(y_{1t} \rightarrow y_{At} \rightarrow y_{2t})$. L'idée consiste sur 1000 répliques à calculer un écart moyen entre DPC_{12} et $(DPC_1 \cdot DPC_2)$. Les résultats sont les suivants :

Tab. 6 Validation du DPC

T	dmax = 0		dmax = 1	
	Transmission non volatile	Transmission volatile	Transmission non volatile	Transmission volatile
73	-7,54E-08	-1,71E-08	-7,10E-07	-6,67E-10
200	-3,48E-23	-1,92E-25	-5,59E-24	-1,79E-28

On valide l'approximation de DPC_{12} par le produit des degrés de présomption causale des maillons de la chaîne de transmission. Dès lors, le coefficient d'intensité causale créé est totalement validé par simulation.

La déformation du CIC

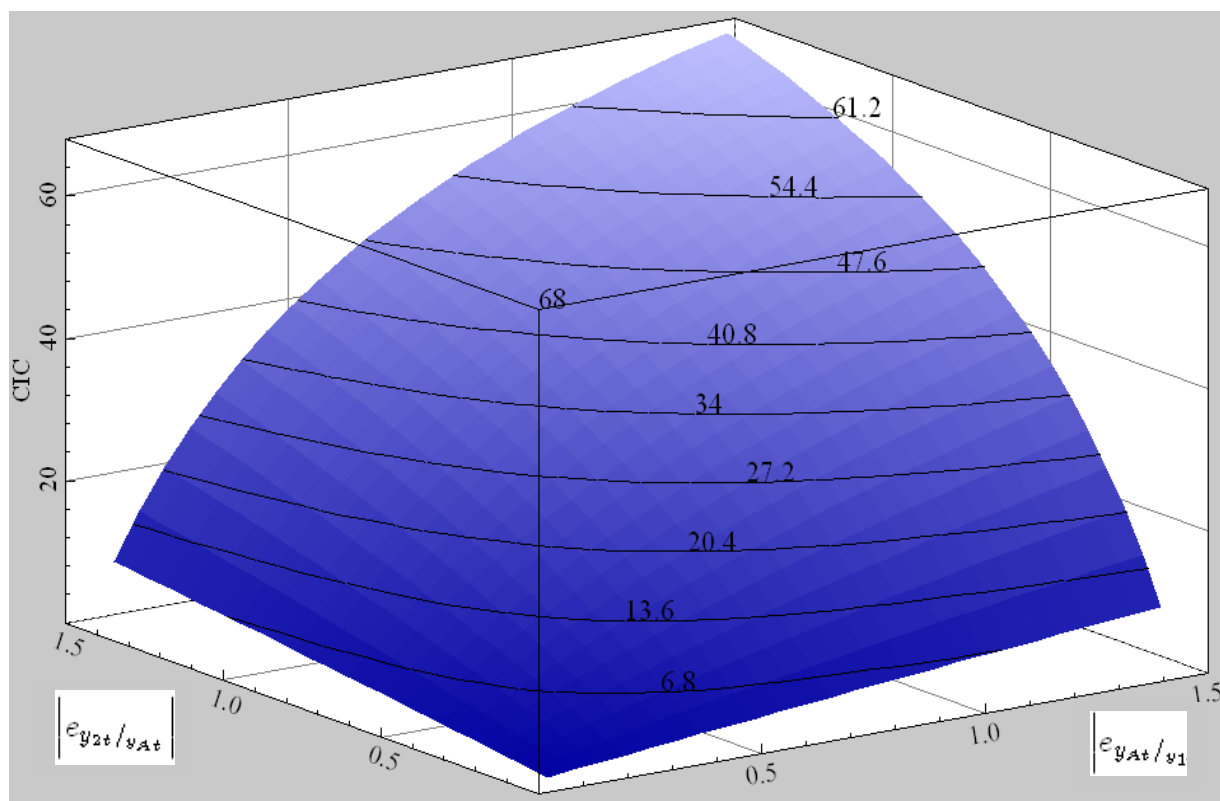
Après s'être intéressé à la partie du CIC relative au degré de présomption causale, il s'agit de se focaliser sur l'autre composante de l'indicateur liée à l'élasticité indirecte de la variable causée par rapport à la variable causale.

Afin de borner le CIC entre 0 et 1, il a fallu entreprendre une transformation croissante de l'élasticité indirecte. Il faut étudier la déformation liée à cette transformation par rapport à une relation purement linéaire. On rappelle que dans le cas d'une chaîne de transmission directe le CIC vaut :

$$CIC_{y_{1t} \rightarrow y_{2t}, y_{At}} = (1 - pv_1) \cdot (1 - pv_2) \cdot \frac{|e_{y_{2t}/y_{1t}, y_{At}}|}{(1 + |e_{y_{2t}/y_{1t}, y_{At}}|)} \in]0 ; 1[$$

Pour étudier la déformation, on suppose que le DPC est maximal ; c'est-à-dire que $pv_1 = pv_2 = 0$. On raisonne donc sous l'hypothèse que l'existence de la chaîne de transmission est totalement validée. Dans ce cas, $CIC_{y_{1t} \rightarrow y_{2t}, y_{At}} = \frac{|e_{y_{2t}/y_{1t}, y_{At}}|}{(1 + |e_{y_{2t}/y_{1t}, y_{At}}|)}$. Comme on sait que $|e_{y_{2t}/y_{1t}, y_{At}}| = |e_{y_{2t}/y_{At}}| \cdot |e_{y_{At}/y_{1t}}|$, on prend en compte toutes les valeurs plausibles des élasticités sur données macroéconomiques. On calcule avec un incrément de 0,01 toutes les valeurs de $|e_{y_{2t}/y_{At}}|$ et $|e_{y_{At}/y_{1t}}|$ sur l'intervalle $[0,01 ; 1,5]$. On en déduit toutes les valeurs potentielles du $CIC_{y_{1t} \rightarrow y_{2t}, y_{At}}$ que l'on représente sur le graphique suivant :

Fig. 16 Déformation du CIC



Plus le dégradé de bleu est clair, plus la croissance du CIC est aplatie. Les valeurs du CIC sont reportées directement sur le graphique. On met en exergue une déformation de l'indicateur en défaveur des valeurs très élevées des élasticités directes (reportées sur les deux axes en abscisses). Ces valeurs sont moins fréquentes sur données macroéconomiques.

Graphiquement, le *CIC* s'apparente à une fonction logistique à valeurs positives. Pour des valeurs très élevées des élasticités $|e_{y_{At}/y_{1t}}|$ (élasticité du premier maillon de la chaîne de transmission : $y_{1t} \rightarrow y_{At}$) et de $|e_{y_{2t}/y_{At}}|$ (élasticité du second maillon de la chaîne de transmission $y_{At} \rightarrow y_{2t}$), le *CIC* présente un aplatissement et inversement. L'indicateur d'intensité causale possède un biais défavorable aux valeurs d'élasticités directes très fortes. Les valeurs élevées du *CIC* (sommet du graphique) correspondent à des valeurs d'élasticités moins fréquentes en économie – élasticités directes $|e_{y_{At}/y_{1t}}|$ et $|e_{y_{2t}/y_{At}}|$ nettement supérieure à 1 –. Tel qu'il est construit, le *CIC* est donc parfaitement adapté aux données économiques.

L'interprétation du *CIC*

Le *CIC* en pourcentage appartient à l'intervalle $]0 ; 100[$. Plus il est proche de 100, plus l'intensité causale est forte et inversement. Néanmoins, il serait intéressant de graduer da-

vantage la lecture du *CIC*. L'idée est de définir des frontières objectives entre une intensité causale faible, moyenne et forte. En terme de transmission monétaire, on pourrait classer dans chacune de ses catégories l'ensemble des mécanismes identifiés comme effectifs. L'opportunité d'une telle lecture réside dans la possibilité de détacher l'ensemble des canaux de transmission qui font l'effectivité de la politique monétaire, des autres mécanismes moins importants.

Pour connaître avec précision les valeurs frontières entre ces différents degrés d'intensité causale, sur des DGP favorables à l'acceptation d'une transmission et 1000 répliques, une partition univariée de l'ensemble des valeurs calculées du *CIC* est effectuée grâce à l'algorithme de Fisher (1958).

Encadré n°11 Le principe de la partition univariée

Elle consiste à regrouper N observations unidimensionnelles (décrites par une seule variable quantitative) dans k classes homogènes. L'homogénéité est ici mesurée à travers de la somme des variances intra-classe. Pour maximiser l'homogénéité des classes, on cherche donc à minimiser la somme des variances intra-classe.

L'algorithme utilisé s'appuie sur la méthode proposée par Fisher (1958). Cette méthode peut être vue comme un "discrétisation" d'une variable quantitative en une variable ordinale.

La partition est réalisée de telle sorte que l'on obtienne trois classes d'intensité causale :

- Si $CIC \in]0 ; \text{Borne1}]$, alors l'intensité causale mesurée est faible ;
- Si $CIC \in]\text{Borne1} ; \text{Borne2}]$, alors le degré d'intensité est moyen ;
- Si $CIC \in]\text{Borne2} ; 1[$, alors le degré d'intensité est fort.

Les valeurs de Borne1 et de Borne2 sont répertoriées dans le tableau suivant :

Tab. 7 Partition univariée du CIC

dmax = 0				
T	Transmission non volatile		Transmission volatile	
	Borne1	Borne2	Borne1	Borne2
73	34,56	46,11	32,96	44,96
200	33,18	41,02	32,01	41,72
dmax = 1				
73	31,23	43,32	34,02	47,42
200	33,43	42,56	32,61	42,59

En moyenne sur l'ensemble des simulations des partitions de *CIC*, on peut donc dire que :

Borne1 \approx 33 % et Borne2 \approx 43 %

Ces frontières entre les différentes classes d'intensité causale sont cohérentes avec les valeurs moyennes du *CIC* simulées dans le tableau de la page 156. En effet, quelles que soient les hypothèses sur la stationnarité, la volatilité, la taille de l'échantillon et le seuil du test de TYDL choisi *a priori*, toutes les valeurs moyennes simulées appartiennent à l'intervalle]33 ; 43]. La valeur moyenne du *CIC* est bien un élément de la classe d'intensité causale qualifiée de moyenne.

De cette façon, on peut quantifier l'effectivité des canaux de transmission et la qualifier de manière objective, selon qu'elle est faible, moyenne ou forte.

Au total, la chaîne de transmission ne peut être conçue que comme une séquence de liaisons causales (les maillons de la chaîne). Pour prouver l'existence de chacun de ces maillons, il est nécessaire de raisonner au seuil de 5 % au niveau du test de Toda, Yamamoto, Dolado et Lütkepohl (1995-1996). Entre un raisonnement à 1 %, 5 %, ou 10 %, ce niveau de significativité est celui qui maximise la puissance du test, tout en minimisant le risque d'erreur de première espèce. Sur les chaînes de transmission existantes, le calcul du *CIC* se révèle totalement valable statistiquement. L'intuition à la base de son calcul est complètement valide du point de vue statistique. Elle est fondée sur une pondération d'un degré de présomption causale par un indicateur de l'intensité de la relation indirecte entre les variables causée et causale.

Le coefficient d'intensité causale est parfaitement adapté aux données économiques. Il répond à l'ensemble des critères de qualité d'un bon indicateur d'intensité causale¹⁸. Il s'agit d'un indicateur reposant sur un calcul simple mais valable statistiquement ; le principe d'efficacité de la mesure économétrique est totalement respecté.

¹⁸Ils sont définis par Geweke (1982) et rappelés à la page 100.

Conclusion

Le chapitre 3 a permis d'établir et de justifier de manière détaillée un nouveau protocole de mesure de l'effectivité des canaux de transmission monétaire. Il se définit en trois étapes : l'extraction des composantes temporelles des séries entrant dans l'analyse de la transmission, le repérage des chaînes effectives de transmission à court et à long terme, et le calcul de leur intensité.

Ce protocole est une innovation car il peut répondre empiriquement aux interrogations sur la transmission monétaire. De plus, il a l'avantage d'être facile à dérouler, avec des résultats simples à interpréter. Par sa validité statistique, la procédure peut être entendue à des champs autres que l'économie monétaire.

Le but de la thèse étant de répondre à des doutes empiriques sur l'effectivité de la transmission monétaire à l'échelle macroéconomique, il s'agit d'appliquer le protocole sur des données économiques non simulées des sphères réelle et monétaire. Ce sera l'objet du chapitre suivant.

Chapitre 4

LE PROTOLE DE MESURE FACE AUX FAITS : LES CLES DU SUCCES DU REVIREMENT POLITIQUE DES ANNEES 1980

Résumé non technique

Grâce à la validité statistique du protocole empirique de mesure de l'effectivité des mécanismes de transmission, l'application sur des données américaines, françaises et britanniques permet de dégager des faits stylisés liés à l'histoire monétaire récente. On repère la rupture des années 1980. Elle crée une scission entre une période où l'instabilité macroéconomique règne sans maîtrise de l'inflation. Par conséquent, la politique monétaire avant 1985 ne crée pas un environnement nécessaire à une croissance durable le long des capacités potentielles des économies. Après cette date, le succès de la régulation monétaire ne se dément plus.

Les éléments qui assurent ce revirement sont de plusieurs ordres. Tout d'abord, la mise en œuvre de la politique monétaire a radicalement changé. A la politique discrétionnaire succède des règles de politique monétaire qui résolvent l'incohérence temporelle de la régulation des années 1970. La crédibilité des banques centrales autorise des interventions de moins en moins agressives pour atteindre les mêmes cibles réelles. Il n'y a d'ailleurs pas de preuve absolue que l'effectivité de la transmission s'est accrue sur la période (1985-2003). En revanche, le réseau de chaînes causales qui fait la transmission a évolué à court terme et à long terme. La comparaison des structures complexes de transmission enseigne que les mécanismes clés du succès de la régulation monétaire changent d'un pays à l'autre. Les différences de structures de financement de l'économie jouent aussi un rôle, même si ce facteur tend à devenir moins central pour expliquer les divergences entre les trois pays étudiés.

Pour ces économies, on ne peut mettre en doute l'existence empirique de tous les canaux de transmission à l'échelle macroéconomique. Seulement, l'instabilité temporelle de leur effectivité renforce l'opportunité de l'approche empirique adoptée. Il est possible d'identifier les mécanismes qui contribuent de manière plus effective à une transmission monétaire tout en optimisant la gestion du trade off entre la régulation du cycle d'affaires et la maîtrise des prix.

Introduction

Les deux chapitres précédents ont permis d'établir un protocole de mesure empirique de l'effectivité des mécanismes de transmission et de démontrer sa validité par simulation de Monte Carlo. Il s'agit désormais de l'éprouver sur des données non simulées, afin de dissiper les doutes macroéconomiques liés à l'effectivité des canaux de transmission monétaire.

Le but est de vérifier si le protocole peut mettre en évidence des faits stylisés liés à l'histoire récente de la politique monétaire. Pour cela, on déroule les différentes étapes du protocole pour définir l'évolution de la structure hiérarchique de l'effectivité de la transmission pour les trois pays étudiés (Etats-Unis, France, Royaume-Uni). Cette structure est une synthèse du réseau de chaînes causales de transmission et de leur effectivité. Les proximités relatives de transmission à court et à long terme entre les différentes économies peuvent trouver une explication.

Il apparaît une rupture temporelle dans la structure hiérarchique de transmission qui est parallèle à l'émergence d'une phase de succès de la régulation monétaire. Dans cette structure complexe, on peut dégager les mécanismes clés, spécifiques à chaque état, qui contribuent à l'amélioration des résultats de la politique monétaire. Cependant, la structure de transmission est contingente au mode de financement de l'économie. L'hétérogénéité des structures de transmission interdit toute règle absolue d'arbitrage intertemporel entre les canaux monétaires pour mener la politique monétaire.

La période d'étude s'étend du premier trimestre de l'année 1967 au premier trimestre 2003. Dans un premier temps, une analyse temporelle des évolutions comparées des variables réelles et monétaires est effectuée. De là, on cherche à hiérarchiser les mécanismes de transmission, puis à définir les déterminants des évolutions temporelles constatées et qui sont liés à la transmission monétaire.

4.1 La décomposition temporelle des indicateurs réels et monétaires

L'outil technique pour répondre aux interrogations empiriques sur l'effectivité des canaux de transmission est issu des deux chapitres précédents. A partir de données macroéconomiques, il s'agit de mettre en évidence les premiers éléments d'interprétation. On dégagera des faits stylisés relatifs à l'histoire récente de la politique monétaire. Pour cela, on raisonnera sur l'évolution comparée des composantes transitoire et persistante des variables de politique monétaire, de transmission et des cibles réelles. Après avoir fourni quelques précisions sur le choix des variables censées traduire la transmission monétaire, on effectuera la première étape du protocole de mesure consistant en une modélisation structurelle par composantes inobservables (MSCI). Les résultats de la MSCI seront comparés à ceux obtenus par des filtres traditionnels de (HP, BK). Le but est de faire ressortir la supériorité de la MSCI en raisonnant sur des données non simulées. La plus grande précision obtenue sur les séries de court et de long terme assurera une lecture graphique des faits stylisés étudiés sur l'ensemble de la période.

4.1.1 La Modélisation Structurelle à Composantes Inobservables

Trois types de variables macroéconomiques sont prises en compte pour étudier empiriquement l'effectivité macroéconomique de la transmission monétaire. Il s'agit de la variable de contrôle de la politique monétaire, des variables de transmission entre la sphère monétaire et la sphère réelle, et des cibles finales de la politique monétaire sur la sphère réelle. On précisera l'ensemble des variables choisies pour identifier les chaînes causales caractéristiques des canaux directs et induits de la transmission monétaire. De là, l'extraction des composantes transitoire et persistante des variables permettra de définir les séries utilisées pour étudier l'effectivité à court et à long terme.

La variable de contrôle de la politique monétaire

Plusieurs auteurs considèrent que les chocs de politique monétaire sont davantage perceptibles à partir des prix. Ainsi, selon Cecchetti (1995), il serait plus approprié de se focaliser sur les taux d'intérêt plutôt que sur les agrégats monétaires, étant entendu qu'il existe une relation décroissante entre ces deux variables. Dès lors, le taux d'intérêt court directement

influencé par la banque centrale s'est imposé dans la littérature comme la variable d'analyse de la politique monétaire.

Encadré n°12 Les inconvénients des agrégats monétaires comme indicateur de la politique monétaire

Tout d'abord, il peut exister une déconnexion entre la croissance de la masse monétaire et celle des agrégats réels. Elle est liée au changement de définition de la masse monétaire, mais aussi à l'apparition de substituts à la monnaie au sens étroit. Ces dernières décennies, à la suite de la déréglementation et du décloisonnement des marchés, la titrisation des bilans des intermédiaires financiers rend floue la définition des agrégats monétaires. Ce constat conditionnel aux contextes nationaux présage la difficulté à entreprendre une comparaison internationale de la transmission, à partir des variations d'agrégats monétaires.

Au-delà de l'instabilité temporelle de leur définition, les agrégats monétaires ne sont pas sans ambiguïté en terme d'interprétation économique. Raisonner sur ces agrégats revient à prendre le risque d'interpréter toute variation de leur niveau comme la conséquence d'une fluctuation de l'offre de la monnaie. Les variations des agrégats monétaires ne disent pas exactement si on évalue le passif bancaire ou la manière dont le système financier alloue les disponibilités financières.

Par conséquent, bien que la masse monétaire soit disponible sous forme harmonisée à l'échelle internationale dans les Statistiques Financières Internationales du FMI, elle n'est pas ici considérée. Kashyap et Stein (1994) considèrent qu'il faut choisir une variable plus représentative de la politique monétaire. Celle-ci doit être davantage sous l'emprise des autorités monétaires et ne doit pas subir de changement de définition à travers le temps.

Enfin, il convient d'éviter les multicolinéarités à l'origine de résultats fallacieux. A ce titre, compte tenu de la contrainte de bilan des banques, dans l'analyse du canal du crédit, il peut exister une colinéarité entre la masse monétaire et le volume de crédit. C'est une justification supplémentaire à l'utilisation des taux d'intérêt courts comme indicateur de la politique monétaire, plutôt qu'un agrégat monétaire de référence.

Il est important de s'attacher au taux d'intérêt le plus court possible. Il ne doit pas subir une dépendance contemporaine vis-à-vis des variables de la sphère réelle ou des anticipations des agents. L'indicateur des taux courts – TDIC – sera donc le taux d'intérêt au jour le jour du marché monétaire. Les taux trimestriels utilisés sont des moyennes arithmétiques des taux d'intérêt mensuels communiqués par les pays.

Les variables de la sphère réelle

L'agrégat réelle cible de la transmission monétaire est le produit intérieur brut (PIB). Les variables CONSO¹ et FBCF seront utiles à la MSCI multivariée du PIB. Mais on ne traitera pas empiriquement des différences internationales de sensibilité de la consommation et de l'investissement aux variations de politique monétaire. On s'appuiera sur les conclusions convergentes portant à ce sujet sur les trois pays étudiés.

¹On inclut celles des institutions à but non lucratif.

En terme de prix, le taux d'inflation (TP) est calculé comme étant le taux de variation de l'indice des prix à la consommation. Cependant un débat porte sur la nécessité d'intégrer les prix d'actifs dans la mesure de l'inflation.

Encadré n°13 L'opportunité d'intégrer les prix d'actifs dans la mesure de l'inflation

Goodhart et Huffmann (2000) sont favorables à un nouvel indicateur d'inflation qui combinerait les prix à la consommation et les prix d'actifs immobiliers et boursiers. L'intégration des prix d'actifs peut être justifiée par le fait qu'ils véhiculent de l'information sur les anticipations d'inflation. La hausse des prix d'actifs peut impliquer une augmentation des taux d'intérêt, même si le taux de variation des prix à la consommation reste inchangé. Goodhart et Huffmann suggèrent d'accorder plus d'importance aux prix d'actifs immobiliers qui seraient de meilleurs prédicteurs que les prix boursiers.

Des éléments peuvent contrebalancer les arguments précédents. En étudiant les mouvements entre les indices boursiers et l'activité économique, Avouyi-Dovi et Matheron (2005) ne mettent pas en évidence un impact clair des prix d'actifs sur la conduite de la politique monétaire. Il existe d'ailleurs des opposants à l'intégration des prix d'actifs dans la cible d'inflation.

Un premier argument revient à montrer l'incompatibilité entre la flexibilité des prix d'actifs et la notion de rigidité. Cette dernière influence la manière dont la politique monétaire interagit avec les évolutions de la sphère réelle. L'indice le plus opportun pour rendre compte du coût de la vie serait celui qui correspond le mieux à la notion de rigidité des prix. Or, comme les prix d'actifs sont plus flexibles que les prix des biens, il serait plus cohérent que la banque centrale garde pour cible finale l'indice des prix à la consommation. Gertler et al. (1998), Bernanke et Gertler (1999 et 2001), Bernanke (2002), considèrent que la volatilité des prix d'actifs est désavantageuse dans une règle de la politique monétaire. Cette volatilité est parfois l'origine d'une déconnexion par rapport aux valeurs fondamentales, car les fluctuations des prix d'actifs sont en partie exogènes au coût des dépenses futures sur la sphère réelle. Selon Cogley (1999), l'intégration des prix d'actifs dans la cible de politique monétaire conduit à prendre le risque d'accroître la variance de l'*output*. Auquel cas, on aboutit à un résultat contraire à la stabilisation macroéconomique.

Un deuxième argument s'appuie sur la nécessité de limiter le nombre des objectifs alloués à une banque centrale. Le fait d'introduire les prix d'actifs dans la stabilité des prix tend à réduire la clarté des décisions de politique monétaire au niveau des effets d'annonce. Parmi les défenseurs de cet argument, on peut citer : Persson et Tabellini (1994), Bernanke et al. (1999), Calvo et Vegh (1999), Herrendorf (1999), Mishkin (1999), Atkeson et Kehoe (2001), Faust et Svensson (2001), Artus (2002).

Un dernier argument est inspiré par Cecchetti et al. (2000). Il ne faudrait pas être obnubilé par une focalisation sur les seuls actifs boursiers. S'il s'agit d'améliorer la capacité à prévoir l'inflation au bénéfice d'une politique monétaire plus préemptive vis-à-vis des tensions inflationnistes, il est important de prendre en compte des éléments plus structurels de l'économie.

Le débat sur le mode d'intégration des prix d'actifs dans la mesure de l'inflation n'est pas tranché. Artus (2003a et b) semble apporter un point de vue fédérateur. Il défend l'idée selon laquelle l'introduction des prix d'actifs est favorable si la banque centrale cherche à stabiliser l'inflation en cas de déviation par rapport à l'équilibre ciblé à long terme. Cela réduirait la vitesse de convergence de l'économie vers l'équilibre de long terme non désiré. En revanche, si l'économie converge vers l'équilibre de long terme souhaité, la banque centrale a intérêt à accélérer cette convergence en n'incluant pas les prix d'actifs dans sa cible de politique monétaire. Par ailleurs, le consensus minimum repose sur la position de Bernanke et Gertler (1999). Sous l'hypothèse d'une volonté d'ancrer l'inflation anticipée, ils déclarent qu'il n'est pas souhaitable que la politique monétaire réponde aux variations des prix d'actifs, sauf si elles aident à prévoir les tensions inflationnistes ou déflationnistes.

(*) Il se définit comme le ratio du PIB en valeur sur le PIB en volume.

Les variables de transmission monétaire

En ce qui concerne le canal du taux d'intérêt, le taux d'intérêt représentatif à long terme – TDIL – est le taux de rendement des obligations d'Etat calculé pour une échéance moyenne de 10 ans.

Au niveau du canal du crédit, il est nécessaire de distinguer la transmission par les prix de la transmission par les quantités. Ce choix est dû à la difficulté de dissocier à l'échelle empirique le canal des prêts du canal du bilan². Cette distinction est d'autant plus opportune que Kierzenkowski (2004) rappelle que l'utilisation des *spreads* entre les taux débiteurs et des taux à faible maturité³, ne garantit pas une différenciation entre les canaux du crédit. En réalité, la mesure séparée de l'effectivité des canaux des prêts bancaires et de l'accélérateur financier est difficile sur l'ensemble de la période d'étude. En effet, la littérature sur l'accélérateur financier s'est développée à partir des années 1980. Sur séries temporelles longues, il est donc difficile de trouver un indicateur susceptible de rendre compte du canal du bilan. Par contre, à travers le canal du crédit au sens large ou étroit, des mécanismes de transmission par les prix et par les volumes cohabitent. Un intérêt de l'application consistera à vérifier si la transmission via le canal du crédit se réalise davantage par les prix plutôt que par les quantités.

La transmission par les prix s'effectue à travers le coût d'accès au crédit. C'est pourquoi, on s'intéresse aux taux débiteurs (TDEB) liés à l'accord de crédit. Plus précisément, les taux de référence choisis sont ceux que les banques appliquent généralement à leurs crédits distribués à court et à moyen terme au secteur privé.

La transmission par les quantités est appréhendée grâce au montant de créances domestiques des institutions financières sur le secteur privé (CREPRIV).

Pour le canal des prix d'actifs, l'indice des cours d'actions industrielles (ACTION) est celui des Statistiques Financières Internationales du Fonds Monétaire International. Il se rapporte en général aux actions ordinaires des sociétés négociées sur les bourses de valeurs du pays ou sur les bourses étrangères. Il est ajusté en fonction des variations du capital nominal coté des sociétés.

Il faut noter que seules les actions seront considérées dans l'analyse en tant qu'actifs. Une raison principale provient de son calcul harmonisé à l'échelle macroéconomique pour tous les pays dans les Statistiques Financières Internationales. Par conséquent, ACTION ne nécessite aucun traitement supplémentaire pour que l'indice obtenu soit un indicateur synthétique des

²Il faut se référer aux éléments du chapitre 1 section 3, exposés à la page 66.

³Il peut s'agir des taux sur les bons du Trésor ou des certificats de dépôts.

sociétés cotées. Il autorise donc des comparaisons internationales homogènes. D'un point de vue statistique, les comparaisons internationales sont plus fiables sur la période d'étude en utilisant les actifs boursiers. Il faut rappeler que les prix d'actifs immobiliers ne sont pas calculés de manière forcément homogène. Ils sont régulièrement disponibles qu'à partir des années 1980.

Encadré n°14 Le problème de mesure du canal des prix d'actifs immobiliers

Dans l'analyse allant de la fin des années 1960 à 2003, on ne prend pas en compte le prix de l'immobilier. L'effectivité du canal des prix d'actifs immobiliers n'est donc pas évaluée. Seul celui des prix d'actifs boursiers est considéré. La raison de la focalisation sur les prix d'action tient uniquement à des préoccupations statistiques. En effet, l'indice des prix d'action considéré est mesuré sur toute la période de manière homogène pour les trois pays étudiés. C'est loin d'être le cas pour les prix de l'immobilier. Tout d'abord, des indices macroéconomiques nationaux des prix de l'immobilier existent plutôt à partir des années 1980. Il serait difficile de pouvoir comparer l'effectivité des mécanismes monétaires transitant par l'immobilier sur l'ensemble de l'échantillon. Pour autant, même sur la période récente un problème de cohérence statistique se pose. Les indices nationaux existants ne font pas l'objet d'une harmonisation incontestable, comme c'est le cas pour les actifs boursiers. Par exemple, en France, différents organismes présentent leur propre indice de prix de l'immobilier. On peut citer le Crédit Foncier, la FNAIM, le Syndicat des Notaires^(*). Des comparaisons internationales portant sur l'effectivité empirique du canal des prix de l'immobilier deviennent délicates, dès lors que les données utilisées sont assises sur des modes de calcul différents.

Une certitude tient à ce que les actifs immobiliers, en tant qu'élément du patrimoine, peuvent servir de garantie dans l'accord de crédits. Par exemple, la baisse des prix de l'immobilier au début des années 1990 engendre un *capital crunch* aux Etats-Unis. La baisse des prix immobiliers signifie une moindre richesse des agents qui doivent renoncer à emprunter davantage pour financer leurs dépenses. En France, l'importance des actifs boursiers et immobiliers émerge tardivement par rapport aux Etats-Unis et au Royaume-Uni. Ceci s'explique par l'existence de système de financement qui est resté longtemps très largement intermédié et fondé sur des taux administrés. Cependant, les transformations récentes de ce système financier augmentent la sensibilité de la consommation aux prix d'actifs financiers. Les consommateurs tendent à accroître la part de leurs placements rémunérés à des taux de marché (par définition non réglementés).

^(*) Dans les années récentes, l'Institut National de la Statistique et des Etudes Economiques publie un indicateur synthétique en collaboration avec les Syndicat de Notaires. Il s'appelle l'indice Notaire-INSEE des prix de l'immobilier.

Pour le canal du change, on choisit comme indicateur de transmission une *proxy* du taux de change réel (ITDR). Il se définit comme le rapport entre l'indice des prix à la consommation du principal partenaire commercial du pays considéré et l'indice national des prix. Les données sur les taux de change effectifs réels seraient plus appropriées. Malheureusement, elles ne sont calculées que depuis les années 1990.

L'ensemble des données est issu des sources statistiques du FMI⁴ et de bases de banques centrales nationales. Ces données sont converties en millions de dollars américains constants en base 100 pour l'année 2000. Elles sont transformées afin de pouvoir travailler en logarithme.

Une fois la sélection des données brutes opérée, il s'agit de rechercher le meilleur modèle en estimation pour en extraire les composantes transitoire et persistante.

Les modèles pour les différentes variables

Pour modéliser l'orientation plus ou moins restrictive de la banque centrale, une possibilité est de dégager la tendance du TDIC. Une condition nécessaire à la stabilisation macroéconomique est que l'*output gap* (la composante transitoire du revenu global) tende vers 0, tout en maîtrisant l'inflation. Dès lors, une manière de modéliser le taux d'intérêt court serait de considérer un modèle MSCI avec comme endogène TDIC, PIB et TP. Ceci permettrait d'extraire les composantes temporelles des séries expliquées, sachant que le système lie les variables sources et cibles de la politique monétaire. De là, il s'agirait de calculer l'écart entre PIBp (niveau potentiel de revenu de l'économie) et son niveau courant pour obtenir l'*output gap*. L'écart entre TPp et TP refléterait l'écart entre l'inflation anticipée et le niveau actuel du taux de croissance des prix (la composante transitoire de l'inflation).

Cependant, une telle modélisation peut conduire à sous-évaluer la période du cycle du PIB. Cette sous-évaluation provient du mélange de séries ayant des périodes de cycle différentes : un cycle court pour le TDIC, un cycle de période intermédiaire pour TP et une combinaison de cycles court et long pour le PIB. D'ailleurs, sur les données américaines de 1967 à 2003, aucun modèle parcimonieux ne peut être obtenu, car un trop grand nombre d'*outliers* est nécessaire à la normalisation des résidus.

Une approche alternative est d'extraire TDICp à partir d'une MSCI univariée. Cette dernière explique la variable de politique monétaire à partir des variables explicatives que sont l'*output gap* ainsi que le *gap* d'inflation⁵. L'inconvénient de cette approche est de ne pas respecter l'endogénéisation des variables d'étude tout au long du protocole de mesure des effectivités de transmission.

Par élimination, il reste donc deux modélisations concurrentes. La première consiste en une MSCI univariée de TDIC. La deuxième consiste en une MSCI multivariée explicative de

⁴Les données brutes non constantes sont accessibles à l'adresse <http://imfststatistics.org>

⁵Il s'agit de la composante transitoire de TP. Dans cette approche alternative, on suppose que le *gap* d'inflation est préalablement extrait d'un autre modèle.

Tab. 8 Liste des variables utilisées

NOM	SIGNIFICATION	CALCUL	DETAILS
<i>ITDR</i>	Indice du taux de change réel	$\log\left(\frac{CONSPRICE}{CONSPRICEPART} + 1\right)$	<ul style="list-style-type: none"> ● <i>CONSPRICE</i> : indice des prix à la consommation domestique. <i>CONSPRICEPART</i> : indice des prix à la consommation du principal partenaire commercial. Pour les Etats-Unis, il s'agit du Canada, pour la France c'est l'Allemagne, pour le Royaume-Uni ce sont les Etats-Unis. ● Pour <i>ITDR</i>, la transformée logarithmique est toujours calculable, sachant que <i>CONSPRICE</i> peut être inférieur à <i>CONSPRICEPART</i> (id au niveau de <i>ACTION</i>). ● Pour <i>TDIC</i>, <i>TDEB</i>, <i>TDIL</i>, les calculs logarithmiques en terme réel sont toujours réalisables ; (valeur brute - inflation) non exprimée en pourcentage est inférieure 1.
<i>ACTION</i>	Indice synthétique du cours des actions des sociétés cotées	$\log\left(\frac{\text{valeur brute de l'indice du cours d'action}}{CONSPRICE} + 1\right)$	
<i>TP</i>	Taux d'inflation	$\log(\text{inflation} + 1)$	
<i>TDIC</i>	Taux d'intérêt à court terme	$\log(\text{valeur brute} - \text{inflation} + 1)$	
<i>TDEB</i>	Taux d'intérêt débiteur		
<i>TDIL</i>	Taux d'intérêt à long terme		
<i>CREPRIV</i>	Volume de crédits au secteur privé	$\log\left(\frac{\text{valeur brute}}{100 \cdot CONSPRICE}\right)$	
<i>FECF</i>	Formation brute de capital fixe		
<i>CONSO</i>	Consommation des ménages		
<i>PIB</i>	Produit intérieur brut		

Il suffit d'ajouter "t" et "p" aux noms des variables pour signifier respectivement la composante transitoire ou de court terme et la composante persistante ou de long terme. Par exemple *TDICt* et *TDICp* sont respectivement la composante transitoire et persistante du taux d'intérêt court de la politique monétaire.

tous les taux d'intérêt pouvant être animés par des composantes communes (TDIC, TDEB, TDIL). Cette seconde possibilité peut être judicieuse car les variations du TDIC impulsées par la banque centrale se propagent aux autres taux d'intérêt, parmi lesquels TDEB et TDIL. Ceux-ci affectent à leur tour les évolutions de la sphère réelle. La stratégie consiste à rechercher pour chacun des deux types de modèles celui qui est le meilleur en estimation.

Il en ressort que la modélisation des taux d'intérêt TDEB et TDIL résulte du meilleur modèle entre une approche univariée et un modèle multivarié liant TDIC, TDEB, TDIL.

Pour les autres variables de transmission (ACTION, ITDR, CREPRIV), une modélisation univariée est entreprise.

Il reste les variables de la sphère réelle. Afin de ne pas mélanger agrégat et prix, la décomposition temporelle de l'inflation est réalisée de manière univariée. Il existe deux écritures de la règle de Taylor :

– Dans la première version :

$$TDIC_t = \alpha + \beta (TP_{t+d} - TP^*) + \gamma (PIB_{t+e} - PIB^*) \quad (4.1)$$

avec $(d, e) > 0$ représentant des décalages temporels. "*" représente le niveau de la variable souhaité par les autorités monétaires.

– Dans une version plus récente :

$$TDIC_t = \alpha + \beta (TP_p - TP^*) + \gamma (PIB_{t+e} - PIB^*) \quad (4.2)$$

Cette écriture s'appuie sur l'inflation sous-jacente ou *core inflation* qui se définit comme l'écart entre TP_p et TP^* . En réalité, il n'existe pas un consensus sur la façon de mesurer la *core inflation*.

Encadré n°15 La mesure de l'inflation sous-jacente

L'inflation sous-jacente tente de répondre aux inconvénients liés au calcul traditionnel de l'inflation. Cependant, il n'existe pas une définition consensuelle de l'inflation sous-jacente.

La mesure traditionnelle de l'inflation fondée sur un taux de croissance des prix à la consommation pose un double problème.

– Il s'agit d'une variation calculée à haute fréquence. L'inflation peut donc contenir des fluctuations de court terme qui ne reflètent pas la tendance lourde de l'évolution des prix.

– La mesure de l'indice des prix à la consommation dépend du mode de pondération des différents biens du panier de consommation de l'agent représentatif. Hormis les erreurs de mesure sur les prix de chaque bien, des biais peuvent brouiller l'information pertinente qu'est censé véhiculer le taux d'inflation. Chaque bien en question a un prix spécifique à court et à long termes. Le degré de volatilité des prix varie en fonction du secteur des biens. Aussi, la dynamique plus ou moins inerte ou volatile de l'inflation est-elle une fonction de l'importance accordée à chaque bien, dans l'indice synthétique des prix à la consommation.

Pour répondre au double problème concernant l'inflation standard, l'idée consiste à repérer dans l'ensemble des composantes de l'inflation, les évolutions non saisonnières qui ne s'écartent pas de manière intempestive de la trajectoire de long terme.

Selon Mankikar et Paisley (2004), deux grandes voies se dégagent pour mesurer la composante sous-jacente de l'inflation.

– La première s'appuie sur des modèles économétriques multivariés où une structure théorique des prix est imposée. Ces modèles régressent l'inflation sur son passé et ses déterminants. Cette approche présente l'inconvénient d'être subordonnée à une connaissance *a priori* de l'inflation sous-jacente.

– La deuxième voie regroupe des approches qualifiées de statistiques.

Tout d'abord, une possibilité consiste à identifier les composantes les plus importantes à partir d'un indice de prix existant. Il peut s'agir d'enlever du calcul de cet indice les prix du secteur de l'énergie et de l'alimentation. Selon Catta et Slok (2005), ces secteurs font référence à des prix traduisant davantage des chocs d'offre tels que les prix internationaux, les conditions naturelles de production... Toutefois, dans ce calcul de l'inflation sous-jacente, les prix exclus le sont de manière définitive.

Une possibilité alternative revient à ne pas exclure des secteurs de manière définitive, mais à éliminer les variations de prix les plus importantes. Cependant, une perte d'information pertinente sur la tendance de l'inflation est toujours probable, d'autant plus que les changements de prix dans une économie sont effectués de manière périodique.

Une autre possibilité consiste à accorder un poids plus faible aux variations de prix les plus importantes. Toute la difficulté réside dans le choix d'une pondération pour une mesure pertinente de l'inflation nécessaire la conduite de la politique monétaire.

Compte tenu des incertitudes sur les méthodes statistiques précitées, il reste à recourir à une décomposition de l'inflation par composantes inobservables. La dynamique persistante dégagée correspondra à l'inflation sous-jacente.

Par maîtrise de l'inflation, on peut entendre deux volets :

– le premier revient à contrôler le niveau de l'inflation (TPp) ;

– le second revient à réduire l'amplitude de variation de cette inflation autour de sa tendance ; c'est-à-dire le *gap* d'inflation. Dans ce cas, une modélisation MSCI devient opportune

pour extraire les composantes transitoire et tendancielle de l'inflation. Ainsi on pourra juger si la politique monétaire agit sur ces composantes.

En ce qui concerne l'agrégat du PIB, deux choix sont envisageables pour leur décomposition temporelle. Soit on modélise séparément le PIB. Soit on réalise une modélisation multivariée avec un vecteur de variables expliquées contenant les trois séries, compte tenu de la possibilité de tendances communes entre le PIB, la consommation et l'investissement. L'arbitrage entre les meilleurs modèles uni et multivariés suit les mêmes principes exposés pour la décomposition temporelle des trois taux d'intérêt TDIC, TDIL, TDEB.

Les résultats de la décomposition temporelle

Les caractéristiques par composantes pour les différentes variables sont les suivantes⁶ :

Tab 9 Caractéristiques des modèles MSCI estimés pour les Etats-Unis

Endogènes	Tendance	Pente	Cycles	Saison	Interventions et particularités
PIB	déterministe	déterministe	8 à 9 ans	-	aléa (70:4 et 80:2)
CONSO	déterministe	déterministe	10 à 11 ans	-	aléa (80:2)
FBCF	déterministe	stochastique	7 à 8 ans	-	aléa (80:2)
TDIC	stochastique	-	2 à 3 ans	-	tendance (74:4 et 80:4), aléa (81:4)
TDEB	stochastique	-	2 à 3 ans	-	tendance (81:1) aléa (80:3)
TDIL	déterministe	stochastique	5 à 6 ans	-	
ITDR	stochastique	stochastique	4 à 5 ans	-	tendance (91:1)
CREPRIV	stochastique	stochastique	5 à 6 ans	stochastique	
ACTION	stochastique	stochastique	4 à 5 ans	-	pente (00:3), aléa (87:3)
TP	déterministe	stochastique	5 à 6 ans	-	
CONSO PIB FBCF	déterministe	stochastique	9 à 10 ans	-	aléa (80:2) et pente commune entre CONSO et PIB
TDIC TDEB TDIL	manque de parcimonie				

Le manque de parcimonie résulte du fait que le modèle contient trop de paramètres, notamment en raison de l'introduction d'un grand nombre de dummies. Le signe "-" signifie que la composante n'existe pas. Dans la colonne "cycles", les chiffres correspondent à la période du cycle. Certaines variables peuvent être animées de plusieurs cycles. Dans ce cas pour synthétiser la composante cyclique, il suffit d'effectuer la somme de tous les cycles révélés par la MSCI. Les dummies reportées dans la colonne "Interventions et particularités" doivent être lues de la façon suivante : "composante affectée (année:trimestre)".

⁶Pour plus de détails sur les indicateurs de qualité de ces différents modèles, voir compléments techniques p. 195.

Tab 10 Caractéristiques des modèles MSCI estimés pour le Royaume-Uni

Endogènes	Tendance	Pente	Cycles	Saison	Interventions et particularités
PIB	stochastique	-	8 à 9 ans	stochastique	-
CONSO	stochastique	-	7 à 8 ans	stochastique	tendance (92:4)
FBCF	stochastique	-	8 à 9 ans	-	tendance (92:4)
TDIC	déterministe	-	2 à 3 ans et 4 à 5 ans	-	tendance (76:2), aléa (76:4 ; 80:3)
TDEB	stochastique	-	2 à 3 ans	-	tendance (76:2, 75:2, 74:2)
TDIL	manque de parcimonie				
ITDR	stochastique	stochastique	6 à 7 ans	stochastique	tendance (75:1 et 2 ; 79:3)
CREPRIV	déterministe	stochastique	8 à 9 ans	stochastique	tendance (75:2, 86:3, 92:4), aléa (81:4)
ACTION	stochastique	stochastique	4 à 5 ans	déterministe	tendance (87:4)
TP	déterministe	stochastique	2 à 3 ans et 4 à 5 ans	-	pente (76:1), aléa (79:2 et 80:2)
CONSO PIB FBCF	stochastique	-	12 à 13 ans	-	tendance commune entre CONSO et PIB
TDIC TDEB TDIL	stochastique	stochastique	2 à 3 ans et 5 à 6 ans	-	tendance (76:2) et cycle de 2 à 3 ans commun à TDIC et TDEB

Tab 11 Caractéristiques des modèles MSCI estimés pour la France

Endogènes	Tendance	Pente	Cycles	Saison	Interventions et particularités
PIB	déterministe	déterministe	14 à 15 ans	stochastique	-
CONSO	déterministe	stochastique	7 à 8 ans	-	-
FBCF	déterministe	stochastique	11 à 12 ans	stochastique	-
TDIC	stochastique	-	2 à 3 ans	-	tendance (81:2 et 93:2)
TDEB	stochastique	-	2 à 3 ans	-	tendance (81:2)
TDIL	déterministe	stochastique	4 à 5 ans	-	aléa (82:2)
ITDR	déterministe	stochastique	-	stochastique	aléa (82:2, 91:2)
CREPRIV	déterministe	stochastique	2 à 3 ans et 7 à 8 ans	déterministe	aléa (77:3)
ACTION	déterministe	stochastique	3 à 4 ans	stochastique	aléa (87:3 et 97:4) pente (2000:3)
TP	déterministe	stochastique	2 à 3 ans	-	pente (73:4), aléa (77:1 et 82:2)
PIB CONSO FBCF	déterministe	stochastique	11 à 12 ans	-	
TDIC TDEB TDIL	manque de parcimonie				

Le premier constat est la présence de saisonnalité au sein de certaines séries, même si elles proviennent de bases de données ayant subi une désaisonnalisation par des procédures différentes de la MSCI⁷. Cela conforte dans le bien-fondé de cette technique pour repérer de manière très fine les différentes composantes temporelles qui constituent une série économique.

Le deuxième constat tient à la présence d'un certain nombre de *dummies* dans les modèles. Ces variables permettent de prendre en compte, soit des chocs épisodiques, soit des changements structurels. Certaines d'entre elles correspondent à des événements économiques marquants.

⁷On retrouve une mise en garde de Harvey (1989) et Koopman et al. (2000) selon laquelle, il peut arriver que les méthodes alternatives de désaisonnalisation n'enlèvent pas toute la dynamique saisonnière. Il faut donc toujours vérifier dans une MSCI si une variable tirée d'une base de données dites désaisonnalisées, ne contient pas de dynamiques saisonnières résiduelles.

Pour les Etats-Unis, le second trimestre de l'année 1980 apparaît comme un tournant important avec une répercussion sur les deux sphères économiques. Cette rupture peut être rattachée à deux événements concomitants : la sortie du second choc pétrolier au niveau des variables réelles, mais surtout l'instauration d'un changement de mode de gouvernance de la politique monétaire avec l'arrivée de P. Volcker à la *Federal Reserve*. Il instaure un mouvement de lutte contre l'inflation plus marquée que dans la décennie précédente. C'est ainsi que, dans la modélisation du taux d'intérêt au jour le jour, l'introduction d'un changement structurel (*dummy* sur la tendance) au quatrième trimestre de l'année 1980 est indispensable pour l'obtention d'un modèle précis en estimation. Ce revirement de politique monétaire se réalise initialement au prix d'une chute à court terme de la production.

Pour le Royaume-Uni traditionnellement *follower* de la politique monétaire américaine, cette rupture intervient avec un trimestre de retard. Néanmoins, dès 1973, les autorités monétaires britanniques adoptent un ciblage de croissance d'agrégat monétaire pour lutter contre l'inflation. En 1976, le ciblage monétaire est redéfini avec un succès non négligeable, puisque sur la décennie 1970, l'inflation régresse de 10 points. Au départ, le ciblage monétaire permet à la banque centrale d'aider le Ministère des Finances à limiter les dépenses publiques des autres postes du gouvernement, car la stratégie choisie implique une restriction sur la création monétaire dans le secteur public. Par conséquent, la cible monétaire est utilisée comme un outil de coordination des politiques budgétaire et monétaire.

Dans le cas de la France, une rupture de politique monétaire intervient en 1981-1982. L'objectif affiché est la désinflation. On la retrouve notamment dans la modélisation MSCI des taux d'intérêt. La rupture dans la tendance du taux d'intérêt court intervient au second trimestre de 1981. Cette rupture est aussi identifiée par Candelon et Cudeville (1997) dans le cadre d'une modélisation VECM. Néanmoins, ce changement ne doit pas être rattaché à un suivisme de la politique monétaire américaine. En effet, depuis l'officialisation des changes flottants dans les années 1970, les prix français et allemands évoluent en deux temps. Avant 1982, une tendance à l'accélération de l'inflation est observée. Après 1982, la politique de désinflation commence à produire ces effets. Une autre raison explique pourquoi 1982 est une date charnière pour la France. C'est à partir de cette date que se font sentir les effets des réajustements monétaires français qui sont enclenchés en 1981.

D'autres dates importantes ressortent. Il s'agit des chocs pétroliers et plus particulièrement du premier. On le remarque par l'existence d'un nombre non négligeable de variables d'intervention ou *dummies* dans l'entre-deux chocs des années 1970. Ceci rappelle la difficulté

de conduite de la politique économique face à l'environnement alors plus instable. Plusieurs changements de politique monétaire interviennent avec peu de succès pour faire face à cette situation.

Au-delà des chocs énergétiques, le krach boursier d'octobre 1987 ne passe pas inaperçu puisque, dans le cas des Etats-Unis et de la France, un *outlier* au troisième trimestre de 1987 est introduit dans l'explication de ACTION.

La période est donc marquée par un accroissement des incertitudes. Les autorités américaines monétaires optent pour un pragmatisme fondé au départ sur une cible de croissance monétaire non suivie à la lettre. Néanmoins, le décrochage apparent entre l'évolution de la masse monétaire et celle de l'activité réelle fait craindre une perte de crédibilité du régime monétaire adopté. La volonté de la FED (Réserve Fédérale) d'adapter sa politique au contexte et de ne pas s'enfermer dans une stratégie dogmatique est renforcée par l'éclatement du krach boursier de 1987. L'arrivée d'A. Greenspan ne change rien dans l'orientation amorcée. Le pragmatisme monétaire se manifeste par l'élargissement des indicateurs à partir desquels la banque centrale établit ses choix. Des variables réelles comme les taux de chômage et d'utilisation des capacités productives, les prix des matières premières et particulièrement ceux du secteur énergétique font partie des variables réelles qui comptent. A ceux-ci s'ajoutent des variables monétaires comme les agrégats monétaires, le taux de change, la courbe des rendements. L'année 1988 marque un durcissement de la politique monétaire pour écarter définitivement tout retour des tensions inflationnistes qui ont alimenté la crise boursière. Il s'ensuit une limitation du décrochage de la masse monétaire, un ralentissement des demandes de monnaie et de crédit. Les ANF s'ajustent grâce à des substitutions dans leur patrimoine.

Concernant la crise de 1987, une rupture plus structurelle intervient durant le quatrième trimestre au Royaume-Uni (pays révélateur de la crise).

Enfin, le second trimestre de 1993 témoigne d'un changement structurel dans la conduite de la politique monétaire française. Il peut être interprété comme le début d'une coordination plus prononcée des politiques monétaires européennes. Elle se traduit par une marche forcée vers l'Union Economique et Monétaire (UEM), afin d'éviter les crises européennes de change. L'autonomie de politique monétaire française disparaît progressivement.

Le choc sur la pente de ACTION au troisième trimestre 2000 en France et aux Etats-Unis permet de traduire le mini-krach boursier de l'année 2000.

Compte tenu de la qualité d'estimation des différents modèles univariés et multivariés,

voici la liste des composantes tendanciennes qui sont retenues pour la mesure de l'effectivité des différents canaux de transmission⁸.

Tab. 12 Modèles d'extraction des composantes temporelles

Variables	Etats-Unis	Royaume-Uni	France
TDIC	uni	uni	multi
TDIL	uni	uni	multi
CREPRIV	uni	uni	uni
TDEB	uni	uni	multi
ACTION	uni	uni	uni
ITDR	uni	uni	uni
PIB	multi	multi	uni
TP	uni	uni	uni

"uni" ("multi") signifie que les composantes temporelles sont issues d'une modélisation univariée (multivariée) structurelle à composantes inobservables.

Les composantes de court terme de chaque variable sont obtenues par l'écart entre la tendance extraite et la série brute. Sans surprise, les composantes cycliques que l'on peut extraire de la MSCI représentent la quasi-totalité de la composante transitoire des variables économiques.

La confrontation de la MSCI à des décompositions par filtrage

Les deux méthodes de filtrage auxquels il est fait référence sont les filtres d'Hodrick et Prescott (HP) et de Baxter et King (BK).

Le filtre HP calcule une série lissée s d'une variable y en minimisant la variance de y autour de s . La fonction minimisée est :

$$\sum_{t=1}^T (y_t - s_t)^2 + \lambda \sum_{t=2}^{T-1} ((s_{t-1} - s_t) - (s_t - s_{t-1}))^2 \quad (4.3)$$

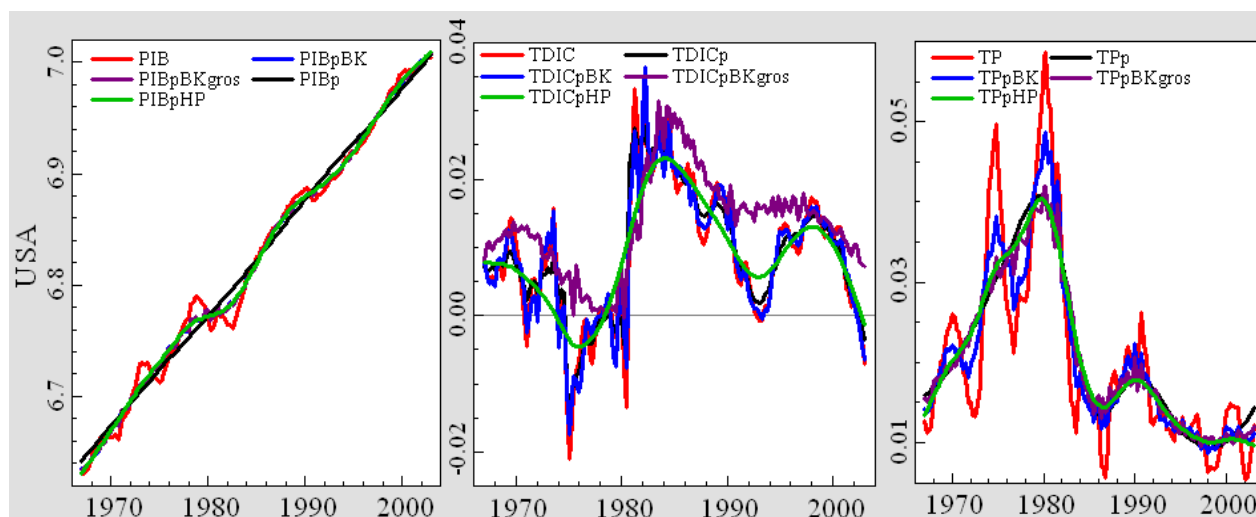
avec $\lambda = 1600$ comme paramètre de lissage en fréquence trimestrielle. La valeur de λ est fixée de manière *ad hoc*. On reprend une recommandation proposée par Hodrick et Prescott (1980) qui est traditionnellement respectée.

Pour le filtre de Baxter-King, une première approche consiste à définir des bornes de fréquences représentatives des différentes composantes temporelles. Une comparaison entre

⁸En compléments techniques de cette section, un détail des critères de qualité des modèles univariés et multivariés est disponible.

un filtrage grossier *a priori*⁹ et un filtrage précis *a posteriori*¹⁰ montre l'amélioration de la décomposition temporelle obtenue par MSCI. On le remarque dans l'exemple suivant sur données américaines :

Fig. 17 Graphiques des tendances issues de différentes méthodes de décomposition



Les séries sont : le PIB, sa composante persistante issue d'un filtre grossier de BK (PIBpBKgros), idem avec le filtre HP (PIBpHPgros), la composante persistante avec les mêmes filtres, mais avec la vraie période du cycle estimée par MSCI (PIBpBK, PIBpHP). La série extraite par MSCI est PIBp. On lit de la même manière les deux autres graphiques pour les variables TDIC et TP.

Le manque de précision des filtres HP et BK ressort comparativement à la modélisation MSCI. Néanmoins, les composantes temporelles extraites restent relativement comparables. Par conséquent, en acceptant un supplément d'imprécision dans l'analyse, le calcul de l'effectivité des canaux de transmission peut être réalisé à partir d'une décomposition par filtrage traditionnel. Dans les analyses qui suivent, le choix de la précision des séries est privilégié. Ainsi, toutes les tendances extraites par MSCI à partir desquelles on calcule les composantes transitoires, sont représentées graphiquement en annexes à partir de la page 283.

4.1.2 La nécessité d'une analyse par sous-périodes

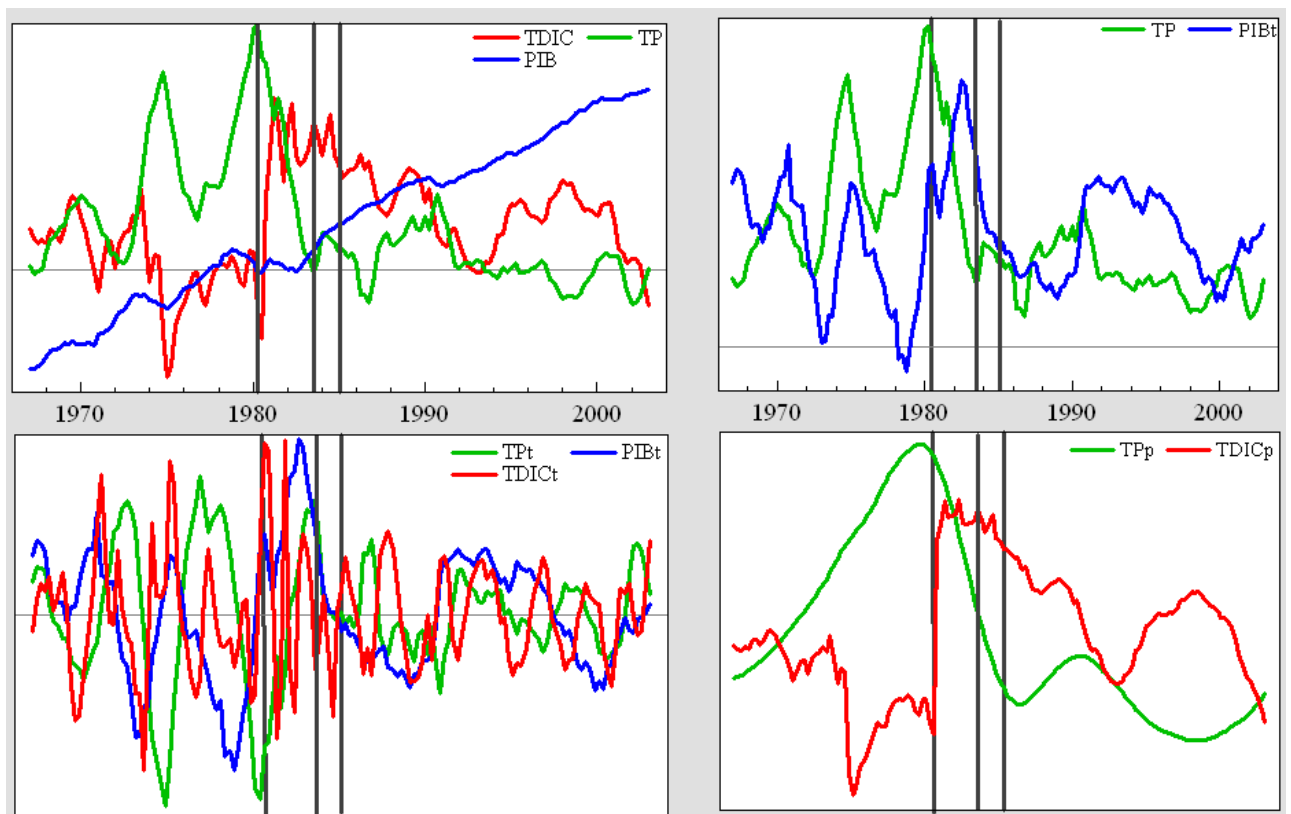
On a déjà identifié des dates de rupture au cours de la première moitié des années 1980. Il s'agit de confirmer ces ruptures à partir de l'analyse graphique qui suit. On pourrait utiliser des

⁹Les composantes cycliques sont comprises dans l'intervalle fréquentiel $[\frac{\pi}{16} ; \frac{\pi}{3}]$. Au-dessous de $\frac{\pi}{16}$, il s'agit de la composante persistante. Au-delà de $\frac{\pi}{3}$, il s'agit de composantes de très court terme.

¹⁰Les périodes de cycles appartiennent à des intervalles fréquentiels restreints autour des périodes estimées par MSCI.

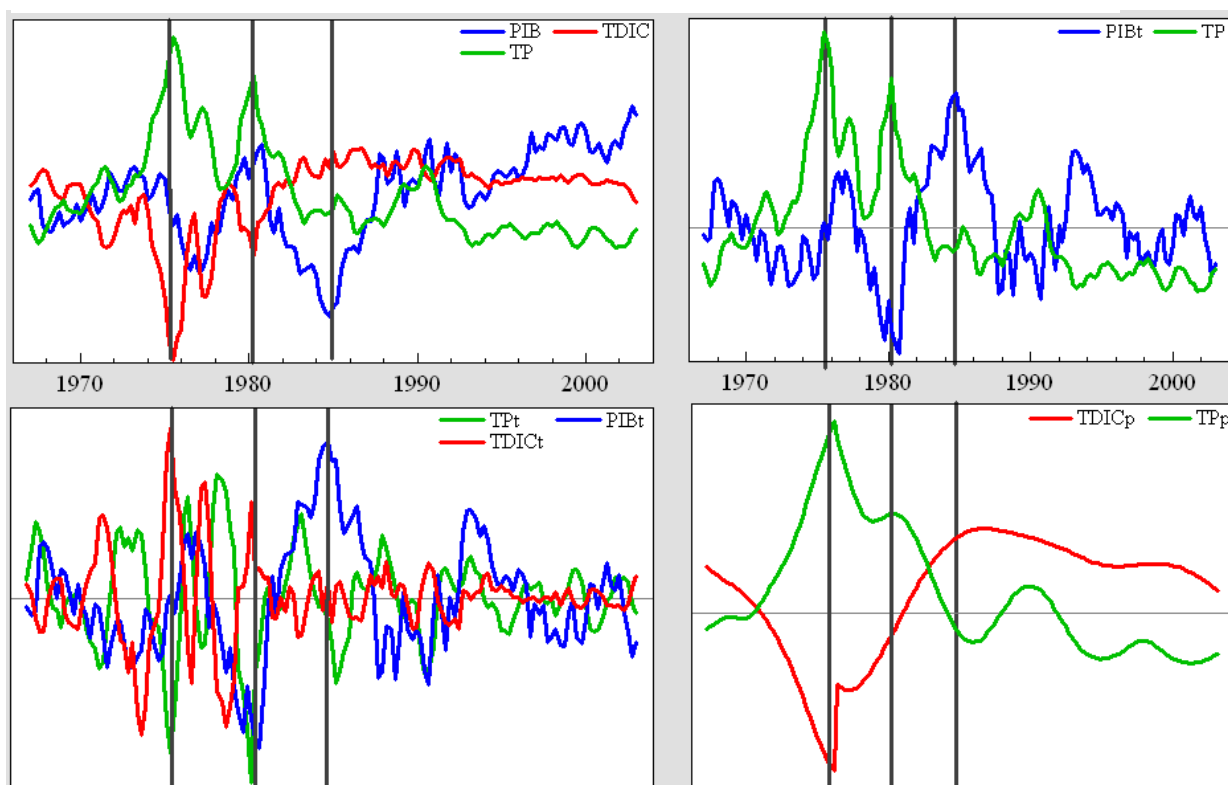
méthodes d'estimation des dates de rupture. Même si des modèles de Markov-Switching sont très utilisés en l'occurrence, une simple analyse graphique ici suffit. Les graphiques suivants sont une superposition de l'allure de chaque série. C'est la raison pour laquelle les unités ne sont pas reportées sur l'axe des ordonnées. En effet, à ce niveau d'analyse, seule importe la comparaison des dynamiques temporelles des différentes séries, et non leurs niveaux respectifs.

Fig. 18 Variables de contrôle et cibles de politique monétaire (Etats-Unis)



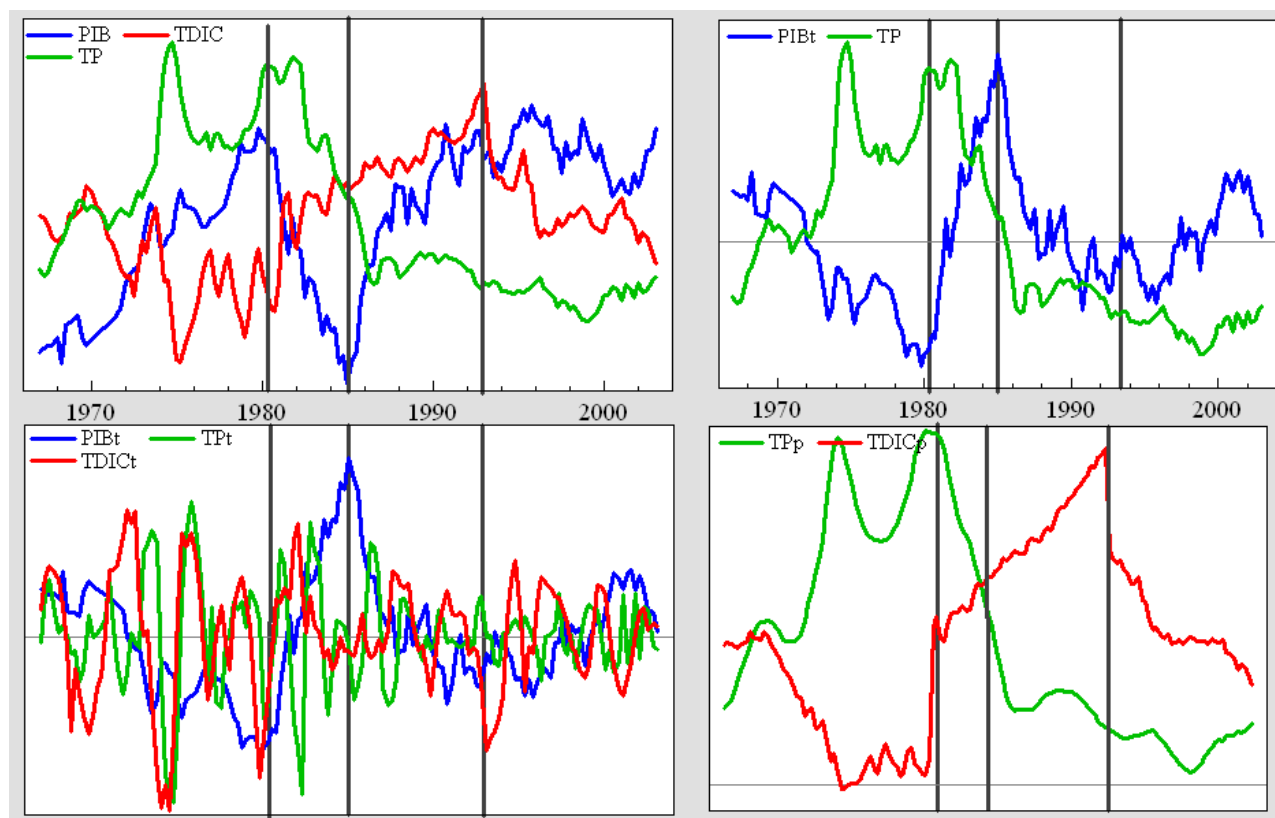
Les séparations verticales symbolisent des ruptures.

Fig. 19 Variable de contrôle et cibles de la politique monétaire (Royaume-Uni)



Les séparations verticales symbolisent des ruptures.

Fig. 20 Variables de contrôle et cibles de politique monétaire (France)



Les séparations verticales symbolisent des ruptures.

De manière générale, pour les trois pays, on peut faire une lecture temporelle de l'évolution des variables TDIC, PIB et TP en trois phases. Auparavant, on vérifie que les retournements conjoncturels au niveau du PIB semblent liés aux variations de l'inflation avec un certain décalage temporel. Les fluctuations de l'inflation semblent déterminer le cycle d'affaires. En outre, le *gap* de taux d'intérêt court¹¹ est en avance sur le *gap* d'inflation. Ce constat laisse présager d'une liaison causale entre TDIC et TP. De plus, compte tenu de la liaison entre TP et le cycle d'affaires, les graphiques présentent aussi d'un lien de dépendance entre la variable de contrôle de la politique monétaire et le PIB.

En premier lieu, avant la rupture des années 1980¹², l'amplitude de variations des composantes transitoires est plus forte que dans la période suivante. Ce constat est concomitant à une tendance à la hausse de l'inflation. Avant le début des années 1980,

¹¹ Il s'agit de l'écart entre $TDIC_p$ et TDIC.

¹² La date de rupture serait plutôt celle d'octobre 1979, avec la prise de fonction de P. Volcker à la tête de *Federal Reserve*. Mais statistiquement, il existe un décalage temporel entre le revirement de politique monétaire enclenché et sa traduction sur les cibles de la sphère réelle. Ceci explique pourquoi la date de rupture est généralement située au début des années 1980.

l'environnement économique doit être qualifié d'instable. Cette première période se caractérise par une politique monétaire qui n'atteint pas son objectif de stabilisation et de maîtrise de l'inflation. Le contexte est donc défavorable à une croissance économique durable.

Sur cette première phase, dans les trois pays, le TDICp (indicateur de l'orientation plus ou moins restrictive ou expansionniste de la politique monétaire) témoigne d'un accroissement de l'offre de monnaie. Il entraîne une augmentation en tendance de l'inflation. La politique monétaire ne peut atteindre ses objectifs car elle n'est pas jugée crédible par les agents. Les évolutions de la politique monétaire sont intégrées dans les comportements de dépenses des agents qui anticipent la tendance haussière de l'inflation.

Plus précisément, au cours des années 1970, une accélération de l'inflation est généralisée. A cette époque, la politique monétaire est perçue comme secondaire. Les banques centrales sont directement sous tutelle gouvernementale. De cette situation naît un conflit d'intérêt. D'un côté, une politique monétaire maintenue restrictive assez longtemps est impérative pour stabiliser l'environnement macroéconomique, de l'autre côté, la pression gouvernementale s'exerce en faveur d'une relance, quitte à laisser filer l'inflation. Les travaux de Kydland et Prescott (1977) ouvrent la voie pour comprendre les raisons pour lesquelles l'inflation est restée incontrôlée durant les années 1970. Les stratégies discrétionnaires de politique monétaire sont pénalisées par un problème de cohérence temporelle pour deux raisons :

Encadré n°16 Le problème de cohérence temporelle ^(*)

Il est mis en évidence par Kydland et Prescott (1977) lorsqu'ils s'interrogent sur l'opportunité d'une politique discrétionnaire pour maximiser le bien-être social. Calvo (1978), Barro et Gordon (1983), vérifient le principe de plus grande efficacité d'une règle dans le domaine de la politique monétaire.

Kydland et Prescott (1977) supposent deux périodes.

En $(t-1)$, le régulateur officiel^(**) établit une cible à atteindre en t : le bien-être social le plus élevé possible. Les agents comprennent les déterminants de la politique suivie pour la période t . Par conséquent, le revenu en t dépend de la politique effectivement mise en oeuvre en t , mais aussi des anticipations rationnelles des agents.

Si le régulateur choisit une règle de politique économique, l'orientation politique choisie en $(t-1)$ ne pourra être changée en t . C'est pourquoi, le régulateur doit prendre en compte les effets des anticipations des agents faites en $(t-1)$.

Dans le cas d'une politique discrétionnaire, sans engagement obligatoire, le choix de la politique est pris en t , sans aucune possibilité d'influencer les décisions des agents prises en $(t-1)$. En effet, ces décisions seront déjà passées dans les faits en t . Du fait des anticipations rationnelles, les agents prévoient correctement les orientations politiques qui seront choisies en t . Ils adaptent en conséquence $(t-1)$ leur comportement pour la période t . Le régulateur ne peut prendre en compte toutes les conséquences de sa stratégie établie en t , puisqu'il n'intègre pas le changement de comportement des agents qui anticipent la politique économique.

Au total, l'équilibre dans le cas discrétionnaire ne peut être que sous-optimal par rapport à celui obtenu si une règle de politique est utilisée. C'est tout le problème de cohérence temporelle d'une politique discrétionnaire.

^(*) On utilise indifféremment les termes "incohérence temporelle" et "cohérence temporelle".

^(**) Il peut s'agir d'une autorité politique comme le gouvernement tel que le supposent Kydland et Prescott. En ce qui concerne la politique monétaire, cela peut être une banque centrale indépendante du pouvoir politique.

- l'influence des anticipations rationnelles sur la stratégie future des autorités monétaires ;
- les différences d'effet à court et à long terme de la politique monétaire.

Les autorités monétaires peuvent être tentées de stimuler l'activité économique au moyen d'une politique discrétionnaire. Cependant, les agents aux anticipations rationnelles ne sont surpris qu'à court, et à long terme ils anticipent la hausse de l'inflation liée à la poursuite d'une politique discrétionnaire. En intégrant cela, les agents révisent le calcul des prix et de leur pouvoir d'achat. Au final, l'activité économique n'est pas stimulée mais l'inflation est accélérée.

Une leçon importante à tirer des années 1970 est qu'une politique monétaire discrétionnaire cohérente temporellement, mais trop souvent répétée, aboutit à une réduction du bien-être social, à cause de son manque de crédibilité. Durant les années 1975-1976, la politique monétaire expansionniste s'atténue en France, voire s'inverse aux Etats-Unis et, surtout dans le cas du Royaume-Uni. Toutefois, ce changement de politique monétaire, parallèle à l'officialisation

de la fin des taux de change fixes, ne suffit pas à contrebalancer globalement la tendance au recours à une politique expansionniste déstabilisante sur l'environnement économique. C'est la raison pour laquelle, il est préférable de fixer des règles de politique dès le départ. Les stratégies d'ancrage nominal répondent à ce souci.

Face aux échecs de stabilisation économique, la politique monétaire entame un virage en faveur d'une lutte contre l'inflation à la fin des années 1970. Cette stratégie est résolument initiée par P. Volcker, nouveau Président de la Banque Centrale en octobre 1979.

En deuxième lieu, une phase d'ajustement variable selon les pays intervient. Dans le cas des Etats-Unis, P. Volcker décide de limiter la croissance de la masse monétaire tout en abandonnant le contrôle des taux d'intérêt aux seules forces du marché. Graphiquement, les effets très significatifs du revirement de politique monétaire se font totalement sentir à partir du second trimestre de l'année 1982. La politique de lutte contre l'inflation est maintenue dans le temps avec un élargissement de la stratégie monétaire à d'autres objectifs à partir de 1982.

Pour le Royaume-Uni, la tendance haussière du taux d'intérêt s'opère graduellement jusqu'à atteindre un pic en 1985.

Toutefois, à partir du début des années 1980, la stabilité de la relation entre la masse monétaire et l'activité économique s'effrite conformément à la loi de Goodhart. Elle s'énonce comme suit : "toute régularité statistique tend à s'évanouir quand on cherche à l'utiliser à des fins de contrôle"¹³. Dans le cadre du ciblage monétaire, compte tenu d'une relation stable entre un agrégat monétaire de référence et les prix, les autorités monétaires cherchent à contrôler la croissance du premier pour stabiliser celle du second. Cependant, les agents finissent par s'ajuster en modifiant leur comportement. La conséquence est une déconnexion entre la croissance monétaire et l'inflation. Les autorités tentent de réagir par l'intermédiaire d'ajustements du ciblage monétaire. Cependant, ceux-ci sont restés presque sans influence. On peut donc parler d'une efficacité non encore retrouvée de la politique monétaire.

La France présente une évolution mixte entre les Etats-Unis et le Royaume-Uni. La politique monétaire devient de moins en moins accommodante, avec en toile de fonds une focalisation progressive sur un objectif final de lutte contre l'inflation. On ne peut prétendre que sur cette période les objectifs de stabilisation interne et externe sont respectés. En effet, si l'inflation n'est pas maîtrisée, les marges de fluctuation de taux de change vis-à-vis des devises participant au Système Monétaire Européen (SME) sont assez instables. Mais le taux

¹³Cette loi est énoncée en 1975 par Goodhart lors d'un séminaire à la Banque Centrale d'Australie.

de change du franc par rapport au deutsche mark se déprécie progressivement. Ce n'est qu'à partir de 1987 qu'il devient stable. Par conséquent, la volatilité d'origine exogène de l'inflation est réduite par l'intermédiaire du canal du taux de change. Comme aux Etats-Unis, la tendance du taux d'intérêt court français enregistre une hausse brutale en 1981, avant de suivre une pente croissante moins prononcée jusqu'en 1993.

En 1985, la cible de croissance monétaire est abandonnée aux Etats-Unis. On assiste alors à une remise en cause des régimes monétaires fondés sur des objectifs intermédiaires d'agrégats monétaires. Les travaux empiriques de Blundell-Wignall, Browne et Manasse (1990), ainsi que de De Bandt (1991) démontrent l'affaiblissement de la cointégration entre la masse monétaire et le revenu global dans les pays de l'OCDE¹⁴. Presque toutes les banques centrales ciblent alors de manière prioritaire l'inflation à long terme et l'*output gap* à court terme. De manière définitive, les banques centrales reconnaissent l'inefficacité à utiliser les instruments de la politique monétaire à des fins de politique structurelle.

L'abandon des cibles monétaires se fait parallèlement au rejet des politiques d'encadrement du crédit qui répondaient davantage aux pressions gouvernementales pour une politique accommodante. Désormais, l'instrument privilégié des banques centrales est le taux d'intérêt au jour le jour. Parallèlement, les autorités monétaires acquièrent un statut d'institution indépendante du pouvoir politique en raison d'une recherche de crédibilité. A la suite de l'indépendance de la banque centrale néo-zélandaise, de nombreuses autres institutions emboîtent le pas. Couplée à la cible d'inflation, le statut d'organisme indépendant contribue à accroître la responsabilité des banquiers centraux vis-à-vis de l'objectif de stabilisation monétaire. La recherche de crédibilité de la politique monétaire est cohérente avec le recours de plus en plus répandu à des règles de politique.

On peut dire que la phase d'ajustement lié au retournement avéré de politique monétaire se traduit par une stabilisation accrue du cycle d'affaires et des variations d'amplitude du *gap* d'inflation. Le niveau de l'inflation enregistre une chute relativement forte dans l'ensemble des pays. Cette chute se poursuit jusqu'en 1985, date qui se caractérise par un pic positif d'amplitude du cycle d'affaires dans le cas de la France et du Royaume-Uni. Au-delà de cette date, l'amplitude de variation de l'*output gap* devient nettement moins accentuée. Cependant, une fois l'inflation réduite de manière significative, la production retrouve un sentier de croissance favorable. On peut donc dire que c'est le conservatisme en faveur de la lutte de contre l'inflation qui a permis à la fois, de stabiliser l'environnement économique, mais aussi

¹⁴Organisation de Coopération et Développement Economique.

de juguler l'ampleur des cycles d'affaires.

Hoppner, Meltzer et Neumann (2005) signalent d'ailleurs la meilleure gestion du cycle d'affaires aux Etats-Unis. Elle se remarque à la réduction dans l'asymétrie de réponse de l'*output gap* au choc monétaire, selon que l'on est en phase ascendante (réponse faible) ou descendante (réponse forte). Ainsi, on ne peut remettre en doute la capacité de la Réserve Fédérale à guider l'économie américaine le long de son potentiel de croissance. Le *puzzle* d'*output* permet de comprendre pourquoi la gestion de la volatilité du cycle d'affaires par la politique monétaire est plus facile aux Etats-Unis. D'après Christiano, Eichenbaum et Evans (1996), la consommation est moins volatile que l'investissement. Si la consommation prédomine dans la réponse du PIB aux chocs de politique monétaire, il est normal que réduire l'*output gap* soit plus facile dans le cas américain. Ceci peut expliquer pourquoi, historiquement, les Etats-Unis ont réussi à contrôler plus tôt que les autres leur *output gap*. A ceci, s'ajoute le fait qu'à partir du début des années 1980, les Etats-Unis enregistrent une chute du poids du secteur manufacturier, par essence plus volatile¹⁵. Aux Etats-Unis, le pic du cycle d'affaires est atteint avant les deux autres économies au troisième trimestre de l'année 1983. **La phase d'ajustement s'étend donc de 1980:2 à 1983:3 aux Etats-Unis, de 1980:2 à 1985:1 au Royaume-Uni et de 1981:1 à 1985:1 en France.** En extrapolant sur une lecture internationale de la politique monétaire, les Etats-Unis se positionnent bien comme un *leader* par rapport aux *followers* que sont le Royaume-Uni et la France.

En dernier lieu, à partir de 1985, une période de stabilité durable est identifiable dans les trois pays. La lutte contre l'inflation commence à porter ses fruits.

L'inflation devient pleinement sous contrôle. Les Etats-Unis s'installent dans une longue phase de croissance. Le contrôle des fluctuations de prix est réalisé grâce à une stratégie d'intervention préemptive contre l'inflation qui s'opère par plusieurs hausses de taux des fonds fédéraux. Au-delà de la stabilité monétaire, d'autres facteurs rendent cette croissance pérenne. Il s'agit notamment des gains de productivité qui absorbent les pressions salariales. Ces dernières sont d'ailleurs modérées par la concurrence internationale que subissent les Etats-Unis, en dépit de son degré d'ouverture structurellement faible.

Au Royaume-Uni, durant les deux premières années, la banque centrale poursuit avec difficulté une cible de croissance de l'agrégat M3, avant de se résoudre à l'abandonner définitivement à partir de 1987. Une cible de taux de change est alors choisie. Elle est fondée sur la croyance selon laquelle la stabilité du taux de change entre la livre sterling et le deutsche

¹⁵Se référer à Eggers et Ioannides (2006).

mark, permettrait à long terme à l'inflation britannique de converger vers celle de l'Allemagne. Malheureusement, dès le départ, cette stratégie monétaire se révèle procyclique en aggravant la croissance de la demande interne et l'augmentation des prix de l'immobilier. Il en résulte une inflation qui repart à la hausse.

En 1990, le Royaume-Uni participe au SME en ancrant son taux de change au deutsche mark. L'inflation a certes chuté mais au prix d'une récession économique. Celle-ci se comprend à partir d'une double hausse des taux d'intérêt. Tout d'abord, compte tenu de la préférence des investisseurs financiers pour une détention de deutsche marks, une prime de taux d'intérêt sur la livre sterling apparaît nécessaire pour maintenir les capitaux qui auraient fui sinon vers l'Allemagne. Ensuite, la réunification allemande crée des tensions inflationnistes que la Bundesbank combat en relevant ses taux d'intérêt. Par contagion, il devient difficile de réduire les taux d'intérêt au Royaume-Uni, en dépit d'une récession qui l'exigerait. A la suite d'une attaque spéculative en septembre 1992, la livre sterling quitte le SME.

La crise du SME engendre une perte de crédibilité du régime de change en vigueur. Il est alors impératif de définir une nouvelle stratégie monétaire. A partir d'octobre 1992, une cible d'inflation est choisie comme unique objectif de politique monétaire. L'objectif est une inflation de 1 à 4 % par an (la plus proche possible de 2 %). Cette cible est publique et assortie de l'obligation pour la banque centrale de rendre des comptes si l'inflation excède 5 %. Une telle orientation suppose une politique plus transparente. Elle se manifeste par la publication périodique de rapports d'inflation à partir de 1993 et la création d'un comité directeur de la politique monétaire en 1997.

Le *trade off* entre inflation et *output gap* est alors devenu plus favorable, puisque l'inflation s'est ralentie à mesure que la croissance économique a progressé. L'attention est définitivement portée sur les origines internes de tensions inflationnistes plutôt que sur des origines extérieures.

La banque centrale britannique devient officiellement indépendante en 1998. Elle adopte une cible d'inflation de 2,5 %. L'objectif de stabilité des prix est inscrit désormais dans la loi. La particularité du système britannique vient du fait que le gouvernement précise l'objectif à atteindre compte tenu de ses impératifs en terme d'emploi ; charge à la banque centrale de déterminer librement le moyen d'y parvenir.

La particularité majeure à noter sur la période *post* 1985 concerne la France. Entre 1985 et 1993, la politique monétaire reste expansionniste parallèlement à une désinflation. Au-delà de 1993, un retournement très nettement restrictif s'opère.

En s'appuyant sur l'historique réalisé par De Boissieu (1998), on peut dire que les autorités monétaires font face aux mêmes difficultés pour gérer la cible de croissance monétaire que l'on observe aux Etats-Unis et au Royaume-Uni. Par ailleurs, à partir de 1985, l'encadrement du crédit cède de plus en plus la place à une régulation par les taux d'intérêt. Néanmoins, elle se heurte à des contraintes externes et internes. D'un point de vue externe, compte tenu de la libéralisation des marchés de capitaux et de la suppression du contrôle de change, les possibilités de réduction de taux d'intérêt pour restreindre la croissance monétaire sont limitées. L'abolition des barrières aux flux financiers impose une prime d'intérêt pour fixer les capitaux au niveau domestique.

A ce stade, on peut dire que les décisions de politique monétaire ont peu d'efficacité en raison de la perte de crédibilité qu'elles subissent. Les instruments de la politique monétaire sont moins nombreux eu égard à la libéralisation et à l'intégration financière¹⁶, alors que l'impératif de stabilisation monétaire reste encore à satisfaire. Il faut attendre l'année 1989 pour voir la Banque de France bénéficier d'un vrai regain de crédibilité. En effet, plusieurs hausses de taux d'intérêt sont effectuées. Elles restent compatibles avec la stabilisation interne et la stabilité des parités dans le cadre du SME. Dès lors, la volonté de la Banque de France de combattre fermement les tensions inflationnistes est clairement affichée.

En résumé, la période 1985-1991 pose progressivement les fondements pour une action efficace de la politique monétaire en terme de stabilisation macroéconomique. D'ailleurs, Bilke (2005) identifie une rupture structurelle en mai 1985 dans l'évolution de l'indice général des prix à la consommation.

La période 1991-1998 est marquée par la crise du SME puis par la marche forcée vers l'UEM.

Les attaques spéculatives sur le franc en 1993 découlent d'un doute portant sur la cohérence entre la politique menée et la situation du marché de l'emploi. La préparation de la monnaie unique européenne commence par l'indépendance de la Banque de France en 1994. Elle se voit très clairement assignée une cible d'inflation (proche de 2 % par an). Des objectifs désormais intermédiaires subsistent : la stabilité du change, une cible intermédiaire de croissance monétaire et de crédit. L'instrument de la politique monétaire devient les taux directeurs au détriment du maniement des réserves obligatoires.

¹⁶Le contexte est marqué par une forte interdépendance de taux d'intérêt à l'échelle internationale. Les taux américains élevés se transmettent aux taux allemands et par voie de conséquence aux taux français.

Le résultat est une inflation pleinement maîtrisée à partir de 1995. A partir de 1999, la Banque Centrale Européenne (BCE) prend le relais de la Banque de France en assurant une politique monétaire unique sur l'ensemble de l'UEM. La BCE ne poursuit pas d'objectif de change. Sa stratégie peut être considérée comme hybride dans la mesure où elle cible l'inflation à moyen terme, tout en limitant l'incertitude sur le niveau des prix à long terme. Au départ, la BCE utilise des annonces de croissance monétaire pour ancrer les anticipations des agents à moyen et long terme. Mais à partir de 2003, l'agrégat M3 n'est plus jugé comme important.

En terme de résultat, le taux d'inflation est resté globalement au-dessous de 2 %.

Les analyses précédentes permettent de scinder l'échantillon en deux sous-périodes.

Tout d'abord, compte tenu des évolutions contraires entre la première période **1967-1985** et la seconde **1985-2003**, il serait hasardeux d'étudier l'effectivité des canaux de transmission sur l'ensemble de la période 1967-2003. Ce serait prendre le risque de ne pas faire apparaître les différences fondamentales qui, *a priori*, sont observables, à la fois dans l'orientation de la politique monétaire, mais aussi dans son effet sur la sphère réelle.

Pour faire une partition de l'échantillon en sous-périodes, il est impératif de prendre quelques précautions. En effet, il faut considérer :

- L'existence des trois phases identifiées précédemment ;
- Dans un souci de comparaison internationale, le choix d'une date de rupture identique et cohérente sur les trois pays étudiés s'impose.
- La mesure de l'effectivité de transmission est subordonnée à la démonstration de son existence. Elle est réalisée grâce au test de Toda, Yamamoto, Dolado, Lütkepohl (TYDL) appliqué sur les composantes temporelles des séries. Or, la puissance de ce test se réduit très fortement en dessous de 70 observations¹⁷. C'est la raison pour laquelle on ne peut prendre comme date de rupture 1980-1981. La première période serait trop courte pour une étude empirique de la transmission monétaire. Cet argument statistique est le principal déterminant du choix de la date de rupture, car il garantit la possibilité d'une analyse empirique par sous-périodes.

En considérant les trois éléments précédents, **une date de rupture opportune est le premier trimestre de l'année 1985**. En effet, elle correspond à l'instauration d'une phase de stabilisation durable de l'environnement économique des trois pays, par opposition aux deux phases précédentes. La première – avant 1980 – se caractérise par de l'instabilité improprie

¹⁷Se reporter à l'étude de la puissance du test à la p. 156.

au maintien d'une croissance pérenne. La seconde – de 1980 à 1983 pour les Etats-Unis et 1980 à 1985 pour le Royaume-Uni et la France – marque un revirement de politique monétaire et peut être qualifié de phase de recherche de stabilité du cycle d'affaires et de maîtrise de l'inflation.

Etant donné la précocité des Etats-Unis par rapport à la France et au Royaume-Uni, dans la mesure de l'effectivité, il est impératif de voir si les résultats avec comme date de rupture 1983:3 et 1985:1 ne changent pas fondamentalement dans le cas américain.

Bien qu'ici le choix de la rupture ne fasse pas l'objet d'une estimation, elle reste cohérente avec d'autres études faites par la Banque des Règlements Internationaux – BIS¹⁸ (2003) –. Dans un de ses rapports analysant l'évolution de la politique monétaire aux Etats-Unis, en Europe et au Japon, la BIS (2003) remarque que 1985 constitue une date de rupture. Avant 1985, l'inflation annuelle est plutôt croissante de manière persistante. Après 1985, le taux d'inflation baisse en niveau. De plus, les fluctuations du niveau général des prix peuvent être renversées par la politique monétaire dans un délai plus court. Cette réduction de l'inflation est concomitante à la chute des taux d'intérêt. Depuis le milieu des années 1980, la stabilité des prix va de paire avec la réduction de l'*output gap*. On peut donc dire que 1985 marque un passage à une situation de stabilité monétaire, dans laquelle le *trade off* entre maîtrise des prix et des cycles d'affaire est moins important.

Les composantes de court terme et de long terme dégagées par MSCI (plus précise que les méthodes traditionnelles de filtre) sont parfaitement conformes à l'histoire économique. Il en résulte qu'une analyse de la transmission monétaire en deux sous-périodes est obligatoire. La date de rupture 1985:1 sépare l'échantillon en deux sous-périodes. La première, avant 1985, se caractérise par une instabilité de l'environnement macroéconomique et une politique monétaire inefficace. La seconde, depuis 1985, rend compte d'une stabilité durable de la croissance et d'une maîtrise de l'évolution des prix. Ces dernières sont obtenues au prix d'une révolution dans le mode opératoire de la politique monétaire. Il faut donc s'interroger sur l'évolution des mécanismes de transmission entre les deux sous-périodes à l'origine du succès de la politique monétaire dans les années récentes. Ce sera l'objet de la section suivante.

¹⁸En français BRI : Banque des Règlements Internationaux.

Compléments techniques

Les critères de qualité des meilleurs modèles MSCI estimés (univariés ou multivariés) sont répertoriés dans les tableaux suivants :

Tab. 13 Critères de diagnostic des estimations par MSCI univariée sur la sphère réelle

Variables	Critères de qualité	USA	UK	FRA	Variables	Critères de qualité	USA	UK	FRA
PIB	PEV/md^2	1,12	1,07	1,02	FBCF	PEV/md^2	1,02	1,12	1,04
	AIC	-11,28	-7,56	-7,44		AIC	-9,65	-7,39	-7,23
	BIC	-11,14	-7,37	-7,25		BIC	-9,51	-7,26	-7,03
	N_{BS} (pvalue)	0,34	0,04	0,40		N_{BS} (pvalue)	0,27	0,03	0,82
	N_{DH} (pvalue)	0,24	0,04	0,37		N_{DH} (pvalue)	0,21	0,03	0,78
	Convergence (nombre d'itérations)	Très forte (11)	Très forte (20)	Très forte (11)		Convergence (nombre d'itérations)	Très forte (15)	Très forte (39)	Très forte (15)
CONSO	PEV/md^2	1,11	1,05	1,03	TP	PEV/md^2	1,09	1,08	1,06
	AIC	-11,53	-7,60	-7,64		AIC	-12,01	-11,05	-12,13
	BIC	-11,41	-7,40	-7,51		BIC	-11,89	-10,80	-11,94
	N_{BS} (pvalue)	0,79	0,67	0,10		N_{BS} (pvalue)	0,03	0,36	0,68
	N_{DH} (pvalue)	0,53	0,39	0,13		N_{DH} (pvalue)	0,01	0,24	0,48
	Convergence (nombre d'itérations)	Très forte (11)	Très forte (19)	Très forte (18)		Convergence (nombre d'itérations)	Très forte (14)	Très forte (22)	Très forte (14)

Tab. 14 Critères de diagnostic des estimations MSCI univariée sur la sphère monétaire et financière

Variables	Critères de qualité	USA	UK	FRA	Variables	Critères de qualité	USA	UK	FRA
TDIC	PEV/md^2	1,15	1,28	1,15	IIDR	PEV/md^2	1,10	1,14	1,15
	AIC	-11,26	-10,19	-11,41		AIC	-13,73	-13,05	-13,75
	BIC	-11,10	-9,94	-11,27		BIC	-13,57	-12,77	-13,54
	N_{BS} (pvalue)	0,05	0,05	0,09		N_{BS} (pvalue)	0,06	0,04	0,06
	N_{DH} (pvalue)	0,07	0,02	0,08		N_{DH} (pvalue)	0,07	0,04	0,04
	Convergence (nombre d'itérations)	Très forte (49)	Très forte (49)	Très forte (12)		Convergence (nombre d'itérations)	Très forte (31)	Très forte (17)	Très forte (6)
TDEB	PEV/md^2	1,14	1,28	1,12	CREPRIV	PEV/md^2	0,95	1,10	1,07
	AIC	-11,68	-10,39	-12,07		AIC	-10,90	-7,26	-7,37
	BIC	-11,54	-10,23	-11,88		BIC	-10,68	-6,97	-7,10
	N_{BS} (pvalue)	0,16	0,08	0,02		N_{BS} (pvalue)	0,64	0,28	0,03
	N_{DH} (pvalue)	0,07	0,04	0,01		N_{DH} (pvalue)	0,71	0,13	0,07
	Convergence (nombre d'itérations)	Très forte (35)	Très forte (35)	Très forte (35)		Convergence (nombre d'itérations)	Très forte (62)	Très forte (15)	Très forte (17)
TDIL	PEV/md^2	1,05	Manque de parcimonie	1,08	ACTION	PEV/md^2	1,14	1,05	1,09
	AIC	-11,53		-11,92		AIC	-10,21	-8,65	-9,57
	BIC	-11,41		-11,78		BIC	-10,05	-8,43	-9,31
	N_{BS} (pvalue)	0,01		0,36		N_{BS} (pvalue)	0,11	0,96	0,57
	N_{DH} (pvalue)	0,05		0,16		N_{DH} (pvalue)	0,06	0,75	0,31
	Convergence (nombre d'itérations)	Très forte (14)		Très forte (14)		Très forte (13)	Convergence (nombre d'itérations)	Très forte (12)	Très forte (22)

Le manque de parcimonie résulte du fait que le modèle contient trop de paramètres, notamment en raison de l'introduction d'un grand nombre de dummies.

Tab. 15 Critères de diagnostic des estimations MSCI multivariées

Variables	Critères de qualité	USA	UK	FRA	Variables	Critères de qualité	USA	UK	FRA
PIB	PEV/md^2	1,13	1,07	0,93	TDIC	PEV/md^2	Manque de parcimonie	1,34	Manque de parcimonie
	AIC	-11,03	-7,21	-7,12		AIC		-9,72	
	BIC	-10,50	-6,51	-6,60		BIC		-8,84	
	N_{BS} (pvalue)	0,72	0,04	0,62		N_{BS} (pvalue)		0,03	
	N_{DH} (pvalue)	0,42	0,07	0,62		N_{DH} (pvalue)		0,01	
	Convergence (nombre d'itérations)	Très forte (46)	Très forte (89)	Très forte (41)		Convergence (nombre d'itérations)		Très forte (83)	
CONSO	PEV/md^2	1,06	1,12	1,04	TDEB	PEV/md^2		1,32	Manque de parcimonie
	AIC	-11,28	-7,19	-7,42		AIC		-9,79	
	BIC	-10,75	-6,49	-6,90		BIC		-8,92	
	N_{BS} (pvalue)	0,90	0,03	0,08		N_{BS} (pvalue)		0,07	
	N_{DH} (pvalue)	0,73	0,04	0,09		N_{DH} (pvalue)		0,03	
	Convergence (nombre d'itérations)	Très forte (46)	Très forte (89)	Très forte (41)		Convergence (nombre d'itérations)		Très forte (83)	
FBCF	PEV/md^2	1,05	1,12	-1,08	TDIL	PEV/md^2		1,21	Manque de parcimonie
	AIC	-9,42		-7,04		AIC		-10,07	
	BIC	-8,88		-6,53		BIC		-9,19	
	N_{BS} (pvalue)	0,45		0,13		N_{BS} (pvalue)		0,03	
	N_{DH} (pvalue)	0,22		0,13		N_{DH} (pvalue)		0,01	
	Convergence (nombre d'itérations)	Très forte (46)	Très forte (89)	Très forte (41)		Convergence (nombre d'itérations)		Très forte (83)	

Pour interpréter ces critères de qualité, il faut se reporter à la synthèse de la page 132.

4.2 L'analyse temporelle de l'effectivité de transmission

L'évolution des composantes temporelles des séries impose une analyse de la transmission monétaire en distinguant deux sous-périodes (1967:1 à 1984:4) et (1985:1 à 2003:1). Les cibles de la politique monétaire sur la sphère réelle enregistrent des évolutions contraires sur ces deux phases. En outre, on sait que la transmission monétaire n'est pas la même à court terme et à long terme. Au-delà du revirement de la politique monétaire, cette section cherche à identifier les déterminants de l'évolution de l'effectivité de la transmission monétaire. Ceci suppose une mesure de l'effectivité des mécanismes de transmission pour chaque période, en raisonnant sur les composantes transitoire et persistante des variables monétaires et réelles. De là, il sera possible de rechercher les déterminants du succès de la politique monétaire en seconde période. Il s'agira notamment de distinguer le rôle joué par les canaux de transmission, la structure financière et productive des économies.

4.2.1 La hiérarchisation par effectivité et par structure des mécanismes de transmission

Compte tenu des résultats de tests de racines unitaires¹⁹, en raisonnant sur les composantes persistantes, la "surparamétrisation" du VAR associée à la méthode de Toda, Yamamoto, Dolado, Lütkepohl (TYDL) impose de choisir $dmax = 1$. Les tableaux de calcul des niveaux marginaux de significativité ou *p-values* nécessaires à la détection des mécanismes effectifs de transmission, et leurs intensités mesurées par le *CIC* sont reportés ci-après.

¹⁹Les tableaux complets de racines unitaires sont reportés en annexes à la p. 142.

Tab. 16 Effectivité de transmission directe (Etats-Unis)

Rupture 1983	transitoire (67:1-83:3)				transitoire (83:4-03:1)				persistante (67:1-83:3)				persistante (83:4-03:1)				
	Hypothèse H1	k	pv1	pv2	CIC	k	pv1	pv2	CIC	k	pv1	pv2	CIC	k	pv1	pv2	CIC
TDIC → TDIL, TDIL → PIB	10	13,30			11	0,85	0,04	21,88	12	15,03			12	99,11			
TDIC → CREPRIV, CREPRIV → PIB	2	0,23	1,42	8,12	2	0,09	1,92	29,47	12	22,89			12	48,14			
TDIC → TDEB, TDEB → PIB	2	0,00	0,87	36,12	9	0,03	67,93		12	0,02	5,60		12	0,84	33,88		
TDIC → ACTION, ACTION → PIB	2	0,00	0,84	17,25	12	71,54			12	0,61	33,39		12	46,42			
TDIC → ITDR, ITDR → PIB	12	0,22	11,43		11	3,87	3,08	11,09	12	19,15			12	0,61	45,45		
TDIC → TDIL, TDIL → TP	9	6,18			10	0,00	0,00	42,19	12	31,58			12	86,53			
TDIC → CREPRIV, CREPRIV → TP	10	0,00	19,37		2	0,00	0,66	33,81	12	21,68			12	12,82			
TDIC → TDEB, TDEB → TP	11	0,01	0,02	21,70	8	0,00	41,67		7	0,24	4,00	55,07	3	1,60	1,10	49,48	
TDIC → ACTION, ACTION → TP	2	0,00	0,00	6,50	11	38,68			12	52,29			12	56,17			
TDIC → ITDR, ITDR → TP	2	0,00	0,02	9,52	12	19,95			12	90,73			11	0,05	14,61		
Rupture 1985	transitoire (67:1-85:1)				transitoire (85:2-03:1)				persistante (67:1-85:1)				persistante (85:2-03:1)				
TDIC → TDIL, TDIL → PIB	10	22,73			11	0,39	0,04	28,64	12	7,30			12	97,34			
TDIC → CREPRIV, CREPRIV → PIB	2	0,24	0,99	7,30	2	0,10	1,60	31,59	12	44,90			12	16,71			
TDIC → TDEB, TDEB → PIB	2	0,00	0,83	35,35	9	0,65	55,10		12	22,86			12	0,08	13,37		
TDIC → ACTION, ACTION → PIB	2	0,00	0,77	17,70	12	8,64			12	0,21	57,62		12	76,51			
TDIC → ITDR, ITDR → PIB	12	0,01	11,44		11	0,90	0,76	1,84	12	14,09			12	3,51	58,87		
TDIC → TDIL, TDIL → TP	9	7,07			10	0,00	0,00	47,24	12	16,53			12	96,30			
TDIC → CREPRIV, CREPRIV → TP	10	0,21	36,53		2	0,01	1,46	30,85	12	12,30			12	75,33			
TDIC → TDEB, TDEB → TP	11	0,00	0,03	29,95	8	0,00	77,42		7	0,24	2,18	66,44	3	0,71	2,38	25,91	
TDIC → ACTION, ACTION → TP	2	0,00	0,00	8,70	11	11,96			12	44,96			12	94,71			
TDIC → ITDR, ITDR → TP	2	0,00	0,25	11,08	12	68,82			12	99,62			11	58,70			

Les analyses sont faites pour deux dates de rupture 1983:3, 1985:1 pour les Etats-Unis. k correspond à l'ordre autorégressif des VAR pvi correspond à la p-value de la relation causale rattachée au maillon i de la chaîne de transmission. Dès qu'un maillon n'est pas causal, les résultats du test de causalité des autres maillons ne sont pas reportés. Les cases vides de la colonne "CIC" correspondent à une intensité causale nulle.

Tab. 17 Effectivité de transmission directe (France, Royaume-Uni)

FRA																	
Rupture 1985	transitoire (67:1-85:1)				transitoire (85:2-03:1)				persistante (67:1-85:1)				persistante (85:2-03:1)				
	Hypothèse H1	k	pv1	pv2	CIC	k	pv1	pv2	CIC	k	pv1	pv2	CIC	k	pv1	pv2	CIC
TDIC → TDIL, TDIL → PIB	11	0,00	62,22		12	10,37			12	23,20			12	26,39			
TDIC → CREPRIV, CREPRIV → PIB	10	2,34	1,54	28,67	4	0,70	0,00	47,62	12	20,43			12	37,38			
TDIC → TDEB, TDEB → PIB	8	10,06			12	19,60			12	0,36	23,65		12	39,89			
TDIC → ACTION, ACTION → PIB	12	68,98			12	0,29	37,23		12	8,07			12	52,93			
TDIC → ITDR, ITDR → PIB	-	-	-	-	-	-	-	-	12	0,05	7,52		12	34,05			
TDIC → TDIL, TDIL → TP	12	0,43	0,41	43,98	12	56,28			12	5,05			12	96,63			
TDIC → CREPRIV, CREPRIV → TP	9	3,63	0,00	13,75	12	44,45			12	88,39			12	2,20	15,82		
TDIC → TDEB, TDEB → TP	9	2,84	0,02	5,66	3	0,00	0,98	9,01	7	3,29	0,29	50,74	12	75,14	33,38		
TDIC → ACTION, ACTION → TP	3	2,99	0,01	14,11	8	0,00	3,31	5,14	12	29,69			12	4,26	57,17		
TDIC → ITDR, ITDR → TP	-	-	-	-	-	-	-	-	12	0,00	5,04		12	98,02			
UK																	
TDIC → TDIL, TDIL → PIB	8	0,00	0,03	62,02	12	26,01			12	0,94			12	4,56			
TDIC → CREPRIV, CREPRIV → PIB	2	1,54	0,03	23,45	12	12,76			12	0,00	3,23	49,36	9	0,13	0,17	1,52	
TDIC → TDEB, TDEB → PIB	7	0,00	0,00	11,98	11	11,85			12	7,19			12	0,05	95,34		
TDIC → ACTION, ACTION → PIB	12	2,06	8,48		5	0,34	0,00	41,03	12	2,92	37,82		12	11,31			
TDIC → ITDR, ITDR → PIB	3	0,00	0,00	49,94	11	0,48	0,01	45,75	12	1,60	19,86		12	0,07	6,56		
TDIC → TDIL, TDIL → TP	8	0,00	0,00	45,49	2	1,99	0,00	9,21	11	9,77			11	0,03	2,94	6,52	
TDIC → CREPRIV, CREPRIV → TP	12	7,03			9	4,46	14,55		12	0,89	9,10		12	7,13			
TDIC → TDEB, TDEB → TP	8	0,54	0,00	48,74	12	0,45	0,00	49,75	11	0,71	1,66	46,63	12	0,00	66,80		
TDIC → ACTION, ACTION → TP	9	0,41	0,00	42,61	5	1,35	0,55	5,60	6	1,24	0,01	3,92	12	0,00	0,62	16,82	
TDIC → ITDR, ITDR → TP	10	6,47			12	0,00	0,01	0,37	4	2,09	0,04	19,11	9	0,36	0,49	29,34	

Tab. 19 Effectivité de transmission induite (Etats-Unis) : rupture 1985

Rupture 1985		transitoire (67:1-85:1)					transitoire (85:2-03:1)					persistante (67:1-85:1)					persistante (85:2-03:1)									
	Hypothèse H1	k	pv1	pv2	pv3	CIC	k	pv1	pv2	pv3	CIC	k	pv1	pv2	pv3	CIC	k	pv1	pv2	pv3	CIC	k	pv1	pv2	pv3	CIC
TDIC → TDIL, TDIL → CREPRIV, CREPRIV → PIB		7	33,57				2	0,02	24,88			12	27,01				12	30,31				12	30,31			
TDIC → TDIL, TDIL → TDEB, TDEB → PIB		9	9,12				8					12	45,87				12	0,00	0,02			12	0,00	0,02		57,67
TDIC → TDIL, TDIL → ACTION, ACTION → PIB		12	42,95				8	0,00	0,33	26,88		12	0,23	100,00			12	96,83				12	96,83			
TDIC → TDIL, TDIL → ITDR, ITDR → PIB		2	0,01	4,17	10,77		6	0,00	2,35	1,78	32,01	12	7,99				12	96,72				12	96,72			
TDIC → CREPRIV, CREPRIV → TDEB, TDEB → PIB		4	0,23	42,74			9	7,50				12	1,22	0,00	98,10		12	0,29	3,89			12	0,29	3,89		90,28
TDIC → CREPRIV, CREPRIV → ACTION, ACTION → PIB		4	7,96				9	2,34	25,34			12	4,28	38,03			12	48,41				12	48,41			
TDIC → CREPRIV, CREPRIV → ITDR, ITDR → PIB		2	8,35				2	0,23	1,80	0,00	17,74	10	0,51	45,19			12	53,19				12	53,19			
TDIC → TDEB, TDEB → ACTION, ACTION → PIB		8	0,00	0,00	0,00	2,87	8	0,00	58,67			12	23,28				12	52,62				12	52,62			
TDIC → TDEB, TDEB → ITDR, ITDR → PIB		12	50,57				4	0,00	0,46	0,00	49,46	12	57,25				12	1,68	20,33			12	1,68	20,33		
TDIC → ACTION, ACTION → ITDR, ITDR → PIB		3	0,21	44,14			2	0,28	3,81	0,00	10,85	12	66,96				12	8,95				12	8,95			
TDIC → CREPRIV, CREPRIV → TDIL, TDIL → PIB		7	1,60	0,00	71,40		2	0,05	4,59	0,29	6,19	12	7,80				12	11,33				12	11,33			
TDIC → TDEB, TDEB → TDIL, TDIL → PIB		9	0,00	29,52			8	0,00	0,00	15,59		12	0,08	48,74			12	0,00	0,00			12	0,00	0,00		8,29
TDIC → ACTION, ACTION → TDIL, TDIL → PIB		12	0,93	88,66			8	21,11				12	15,98				12	0,99	99,24			12	0,99	99,24		
TDIC → ITDR, ITDR → TDIL, TDIL → PIB		2	0,00	0,00	0,78	3,92	6	7,78				12	7,57				12	67,18				12	67,18			
TDIC → TDEB, TDEB → CREPRIV, CREPRIV → PIB		4	0,00	0,42	0,39	9,79	9	2,07	0,22	9,63		12	17,31				12	23,34	0,90			12	23,34	0,90		98,80
TDIC → ACTION, ACTION → CREPRIV, CREPRIV → PIB		4	0,03	2,43	2,03	11,55	9	21,75				12	55,80				12	69,77				12	69,77			
TDIC → ITDR, ITDR → CREPRIV, CREPRIV → PIB		2	0,00	1,75	0,21	18,17	2	9,58				10	23,50				12	88,31				12	88,31			
TDIC → ACTION, ACTION → TDEB, TDEB → PIB		8	0,00	58,67			8	0,01	0,00	40,83		12	22,79				12	31,48				12	31,48			
TDIC → ITDR, ITDR → TDEB, TDEB → PIB		12	0,00	0,16	23,06		4	4,97	0,91	0,09	4,20	12	0,08				12	0,02	9,12			12	0,02	9,12		
TDIC → ITDR, ITDR → ACTION, ACTION → PIB		3	0,00	4,13	50,79		2	1,19	2,66	63,96		12	0,03				12	0,20	11,45			12	0,20	11,45		
TDIC → TDIL, TDIL → CREPRIV, CREPRIV → TP		9	3,54	24,04			2	0,00	28,46			11	74,63				12	98,77				12	98,77			
TDIC → TDIL, TDIL → TDEB, TDEB → TP		9	9,41				11	0,00	0,34	0,62	21,91	9	0,00	0,00	32,04		11	11,47				11	11,47			
TDIC → TDIL, TDIL → ACTION, ACTION → TP		10	5,17				9	0,00	40,21	10,09		12	96,01				5	3,91	0,40			5	3,91	0,40		67,95
TDIC → TDIL, TDIL → ITDR, ITDR → TP		9	2,06	8,38			11	0,00	0,02	15,08		11	33,52				11	59,22				11	59,22			
TDIC → CREPRIV, CREPRIV → TDEB, TDEB → TP		8	7,09	100,00			5	0,01	2,16	0,00		12	1,52	90,10			12	7,56				12	7,56			
TDIC → CREPRIV, CREPRIV → ACTION, ACTION → TP		5	4,49	2,73	4,21	18,69	10	0,19	0,03	0,00	47,29	12	94,89				12	51,21				12	51,21			
TDIC → CREPRIV, CREPRIV → ITDR, ITDR → TP		9	0,55	0,03	1,12	37,68	2	0,03	0,04	0,05	1,83	12	0,78	0,05	2,24	7,38	12	98,52				12	98,52			
TDIC → TDEB, TDEB → ACTION, ACTION → TP		4	0,00	3,06	4,09	22,59	10	0,07	0,00	0,00	2,61	12	0,00	53,55			12	22,95				12	22,95			
TDIC → TDEB, TDEB → ITDR, ITDR → TP		4	0,00	0,08	3,26	4,86	3	0,00	0,01	70,47	7,29	12	0,02	54,28			12	61,59				12	61,59			
TDIC → ACTION, ACTION → ITDR, ITDR → TP		4	0,00	2,89	1,35	1,58	5	1,43	0,68	0,00		12	92,86				12	96,79				12	96,79			
TDIC → CREPRIV, CREPRIV → TDIL, TDIL → TP		9	3,95	76,40			2	0,35	0,01	0,00	2,05	11	0,73	47,24			12	90,22				12	90,22			
TDIC → TDEB, TDEB → TDIL, TDIL → TP		9	0,00	22,11			11	0,00	0,00		5,00	9	0,00	0,00	0,38	39,20	11	11,39				11	11,39			
TDIC → ACTION, ACTION → TDIL, TDIL → TP		10	43,00				9	0,00	57,25			12	42,88				5	0,73	0,18			5	0,73	0,18		11,60
TDIC → ITDR, ITDR → TDIL, TDIL → TP		9	6,04				11	26,04				11	42,41	0,27	96,50		11	0,03	29,27			11	0,03	29,27		
TDIC → TDEB, TDEB → CREPRIV, CREPRIV → TP		8	0,00	100,00			5	0,01	1,23	7,51		12	0,05				11	74,61				11	74,61			
TDIC → ACTION, ACTION → CREPRIV, CREPRIV → TP		5	0,00	0,17	2,03	5,31	10	0,19	42,34			12	3,39				12	84,39				12	84,39			
TDIC → ITDR, ITDR → CREPRIV, CREPRIV → TP		9	64,69				2	1,62	4,96	1,07	0,32	12	18,83				12	0,12	92,35			12	0,12	92,35		
TDIC → ACTION, ACTION → TDEB, TDEB → TP		4	0,12	2,99	49,47		10	0,00	57,97			12	7,04				12	15,76				12	15,76			
TDIC → ITDR, ITDR → TDEB, TDEB → TP		4	0,06	60,80			3	0,14	0,02	0,00	12,85	12	54,54				12	1,25	40,23			12	1,25	40,23		
TDIC → ITDR, ITDR → ACTION, ACTION → TP		4	0,03	0,01	1,60	31,21	5	1,29	4,08	11,64		12	11,77				12	0,67	0,95			12	0,67	0,95		17,33

Tab. 21 Effectivité de transmission induite (Royaume-Uni)

Rupture 1985		transitoire (67:1-85:1)					transitoire (85:2-03:1)					persistante (67:1-85:1)					persistante (85:2-03:1)									
	Hypothèse H1	k	pv1	pv2	pv3	CIC	k	pv1	pv2	pv3	CIC	k	pv1	pv2	pv3	CIC	k	pv1	pv2	pv3	CIC	k	pv1	pv2	pv3	CIC
TDIC → TDIL, TDIL → CREPRIV, CREPRIV → PIB		10	0,01	0,87	0,98	19,32	11	0,86	0,01	0,00	39,25	12	92,34				12	29,04								
TDIC → TDIL, TDIL → TDEB, TDEB → PIB		10	0,00	0,00	0,02	16,19	6	11,60				10	0,59	0,00	0,17	49,55	12	34,33								
TDIC → TDIL, TDIL → ACTION, ACTION → PIB		12	0,00	19,14			5	3,06	0,10	0,00	42,16	12	0,01	82,75			12	4,74	8,41							
TDIC → TDIL, TDIL → ITDR → PIB		2	14,47				12	71,23				12	65,83				12	7,39	82,24							
TDIC → CREPRIV, CREPRIV → TDEB, TDEB → PIB		5	2,37	16,70			10	29,31				12	0,17	28,77			12	5,63	56,95							
TDIC → CREPRIV, CREPRIV → ACTION, ACTION → PIB		5	2,32	0,12	2,99	50,40	10	0,02	0,74	0,01	42,12	12	0,00	40,49			12	9,61								
TDIC → TDEB, TDEB → ACTION, ACTION → PIB		5	0,01	0,00	8,88		2	0,00	0,04	0,39	24,11	10	0,51	0,00	82,07			12	9,38							
TDIC → TDEB, TDEB → ITDR → PIB		9	0,47	0,00	26,69		10	9,21				12	19,31				7	0,05	4,19	1,42	27,91					
TDIC → ACTION, ACTION → ITDR → PIB		2	22,40				10	2,65	4,83	0,65	16,89	12	64,77				12	46,53								
TDIC → CREPRIV, CREPRIV → TDIL, TDIL → PIB		10	0,03	25,46			11	0,00	5,69			12	0,01				12	81,50								
TDIC → TDEB, TDEB → TDIL, TDIL → PIB		10	0,00	99,71			6	29,10				10	0,03	3,78	3,25	36,23	12	16,45								
TDIC → ACTION, ACTION → TDIL, TDIL → PIB		12	0,00	0,00	0,00	3,10	5	3,05	8,48			12	56,37				12	0,11	37,74							
TDIC → ITDR → TDIL, TDIL → PIB		2	0,38	4,66	65,83		12	0,00	48,61			12	0,03	42,79			12	40,94								
TDIC → TDEB, TDEB → CREPRIV, CREPRIV → PIB		5	0,01	0,48	0,00	57,19	10	45,43				12	88,52				12	5,14								
TDIC → ACTION, ACTION → CREPRIV, CREPRIV → PIB		5	8,68				10	35,79				12	30,83				12	24,18								
TDIC → ITDR → CREPRIV, CREPRIV → PIB		11	0,00	0,04	0,00	40,44	3	0,00	10,45			12	8,71				11	0,00	2,69	0,00	39,60					
TDIC → ACTION, ACTION → TDEB, TDEB → PIB		5	0,01	1,24	0,24	17,22	2	0,04	1,39	80,24		10	0,00	15,86			12	40,18								
TDIC → ITDR → TDEB, TDEB → PIB		9	0,00	91,74			10	0,03				12	56,59				7	45,98								
TDIC → ITDR → ACTION, ACTION → PIB		2	0,00	10,08			10	0,01	12,33			12	0,02				12	19,71								
TDIC → TDIL, TDIL → CREPRIV, CREPRIV → TP		12	0,00	4,70	0,00	3,73	12	1,12	100,00			5	0,00	9,28			9	1,96	3,56	0,14	54,63					
TDIC → TDIL, TDIL → TDEB, TDEB → TP		7	0,00	0,00	0,00	34,30	3	0,00	1,31	0,00	6,05	12	2,31	7,13			12	1,88	98,43							
TDIC → TDIL, TDIL → ACTION, ACTION → TP		10	3,01	0,00	0,00	13,32	12	0,09	0,00	9,57		11	4,51	43,73			12	1,82	93,94							
TDIC → TDIL, TDIL → ITDR → TP		12	0,00	0,00	0,00	25,46	10	0,49	0,23	0,65	50,81	12	0,01	2,32	0,02	2,28	12	62,81								
TDIC → CREPRIV, CREPRIV → TDEB, TDEB → TP		12	35,06				10	0,52	1,02	0,00	57,28	11	6,89				12	68,24								
TDIC → CREPRIV, CREPRIV → ACTION, ACTION → TP		12	0,00	0,19	0,00	5,86	12	0,00	0,19	0,00	9,36	12	0,00	70,87			12	1,90								
TDIC → CREPRIV, CREPRIV → ITDR → TP		11	2,06	15,91			12	23,65				11	50,07				12	98,17								
TDIC → TDEB, TDEB → ACTION, ACTION → TP		9	0,01	0,49	1,09	9,21	3	0,00	1,96	0,01	41,18	11	0,30	4,08	0,45	5,33	12	3,31	93,74							
TDIC → TDEB, TDEB → ITDR → TP		11	14,92				7	1,23	0,02	0,11	9,95	12	25,32				12	1,18	100,00							
TDIC → ACTION, ACTION → ITDR → TP		9	0,52	0,00	1,02	48,98	12	0,85	100,00			4	17,33				4	35,37								
TDIC → CREPRIV, CREPRIV → TDIL, TDIL → TP		12	0,13	0,00	0,00	14,40	12	0,00	21,49			5	2,89	0,00	0,82	6,55	9	7,64								
TDIC → TDEB, TDEB → TDIL, TDIL → TP		7	0,00	0,09	0,05	0,83	3	0,03	0,00	0,00	7,33	12	78,41				12	20,39								
TDIC → ACTION, ACTION → TDIL, TDIL → TP		10	0,03	6,50			12	0,00	5,60			11	71,21				12	34,10								
TDIC → ITDR → TDIL, TDIL → TP		12	0,00	0,00	0,00	15,76	10	0,02	0,00	0,01	14,40	12	9,77				12	60,91								
TDIC → TDEB, TDEB → CREPRIV, CREPRIV → TP		12	0,68				10	0,14	0,01	0,00	53,81	11	0,00	8,52			12	0,00	99,42							
TDIC → ACTION, ACTION → CREPRIV, CREPRIV → TP		12	6,99				12	0,20	16,29			12	76,90				12	0,27								
TDIC → ITDR → CREPRIV, CREPRIV → TP		11	28,10				12	3,06				11	0,00	97,66			12	22,94								
TDIC → ACTION, ACTION → TDEB, TDEB → TP		9	0,19	0,00	0,02	40,66	3	3,12	0,00	0,00	66,14	11	5,34	43,52			12	87,48								
TDIC → ITDR → TDEB, TDEB → TP		11	74,26				7	0,47	64,24			12	58,85				12	1,96	40,19							
TDIC → ITDR → ACTION, ACTION → TP		9	0,70	0,46	0,04	10,53	12	0,00	4,55	0,00	12,94	4	0,14	4,98			4	1,56	8,60							

On remarque que le nombre de mécanismes de transmission effectifs est relativement élevé. Il est donc impératif de synthétiser l'information contenue dans les tableaux précédents. Trois niveaux de lectures synthétiques de l'effectivité des mécanismes de transmission peuvent être réalisés. Tout d'abord, l'idée consiste à prendre toutes les chaînes de transmission repérées pour présenter la structure causale des mécanismes effectifs de transmission. Un deuxième niveau de lecture s'appuie sur la classification des mécanismes par familles d'effectivité faible, moyenne et forte, sur le PIB et le taux d'inflation, à court et long terme. Le dernier niveau de lecture combine les deux précédents pour donner ce que l'on appellera la structure hiérarchique de la transmission monétaire.

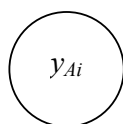
La hiérarchisation par la structure de transmission

Encadré n°17 La méthode de hiérarchisation par structure

Pour chaque canal, il existe plusieurs mécanismes de transmission du taux d'intérêt court vers les variables de la sphère réelle. Il s'agit autant de chaînes causales possibles.

On distingue les variables qui impulsent les mécanismes de transmission, des variables qui la propagent. Pour une variable impulsant la transmission (y_{A1}), cela signifie qu'il existe une causalité du TDIC vers (y_{A1}). Une variable de propagation de la transmission (y_{A2}) se caractérise par la causalité de y_{A2} vers une cible de la politique monétaire sur la sphère réelle (PIB ou TP). Lorsque la transmission est directe, la variable d'impulsion et de propagation est la même. Dans le cadre d'une transmission induite, toute variable y_{Ai} peut être :

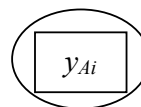
Variable d'impulsion
uniquement



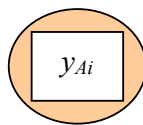
Variable de propagation
uniquement



Variable d'impulsion et
de propagation

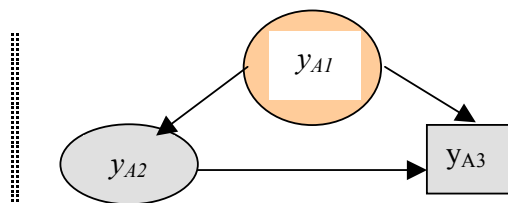


Si y_{Ai} est une variable de transmission directe, c'est forcément une variable à la fois d'impulsion et de propagation. On la schématise ainsi :



Les flèches représentent le sens de causalité. Sachant que l'on a au plus deux variables de transmission dans un mécanisme donné, à titre d'exemple, on peut supposer l'existence des mécanismes suivants, et les schématiser ainsi :

TDIC \rightarrow y_{A1} \rightarrow PIB
 TDIC \rightarrow y_{A2} \rightarrow y_{A3} \rightarrow TP
 TDIC \rightarrow y_{A1} \rightarrow y_{A3} \rightarrow PIB
 TDIC \rightarrow y_{A1} \rightarrow y_{A2} \rightarrow PIB



La hiérarchisation par structure est déduite de l'existence des canaux monétaires. Elle ne dit rien sur l'effectivité des canaux. C'est la raison pour laquelle une seconde hiérarchisation complémentaire s'impose.

La hiérarchisation par l'effectivité de transmission

Les valeurs frontières entre les effectivités faible, moyenne et forte sont celles que l'on a déterminées par simulations à la page 160.

Si $CIC \in]0 ; 33]$, l'effectivité du mécanisme de transmission identifié est qualifié de faible.

Si $CIC \in]33 ; 43]$, il s'agit d'une effectivité moyenne.

Au-delà et sachant que la borne supérieure du CIC vaut 1, l'effectivité de la transmission monétaire considérée est forte.

Comme la politique monétaire a pour cible privilégiée l'inflation et l'*output gap* (soit deux variables), avec trois classes d'effectivité, on peut avoir 9 types d'effectivité concernant simultanément PIB-TP :

- Une effectivité faible-faible (classe C_1) ;
- Une effectivité moyenne-faible (classe C_2) ;
- Une effectivité forte-faible (classe C_3) ;
- Une effectivité faible-moyenne (classe C_4) ;
- Une effectivité moyenne-moyenne (classe C_5) ;
- Une effectivité forte-moyenne (classe C_6) ;
- Une effectivité faible-forte (classe C_7) ;
- Une effectivité moyenne-forte (classe C_8) ;
- Une effectivité forte-forte (classe C_9).

La structure hiérarchique de l'effectivité de transmission

Elle est le résultat du couplage des deux hiérarchisations précédentes.

Fig. 21 La structure hiérarchique de l'effectivité de la transmission monétaire (Etats-Unis) : rupture 1983

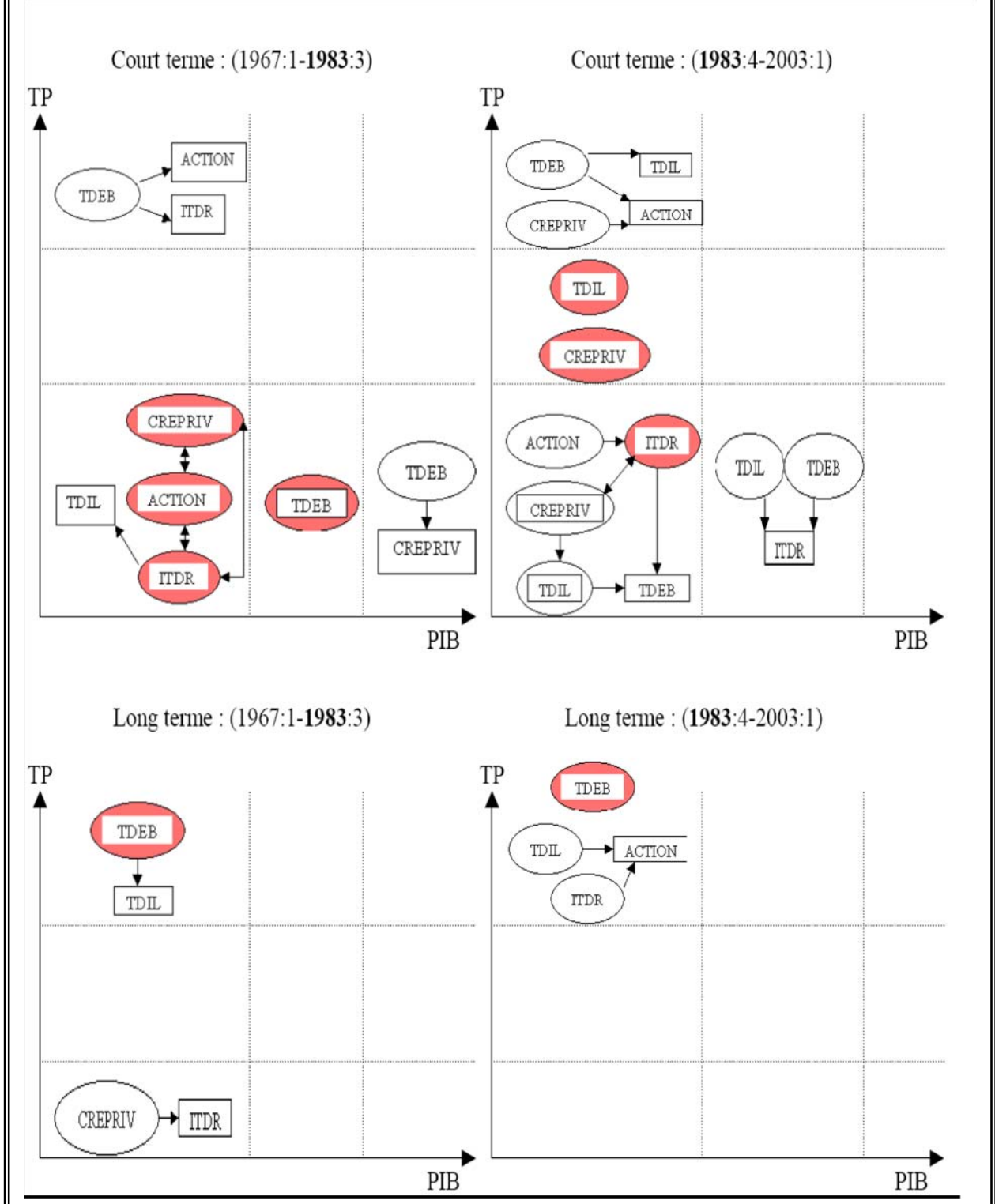


Fig. 22 La structure hiérarchique de l'effectivité de la transmission monétaire (Etats-Unis) : rupture 1985

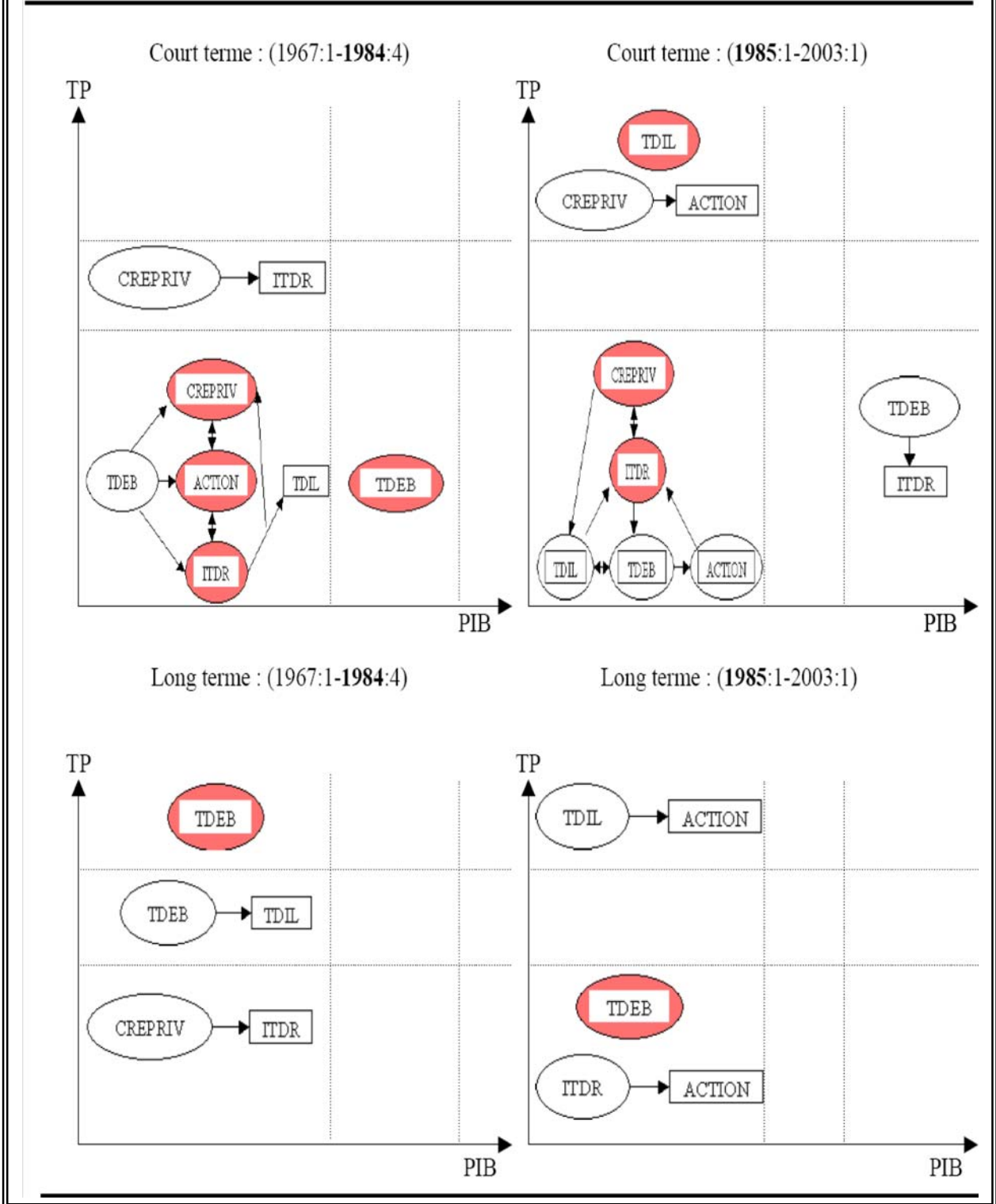


Fig. 23 La structure hiérarchique de l'effectivité de la transmission monétaire : France

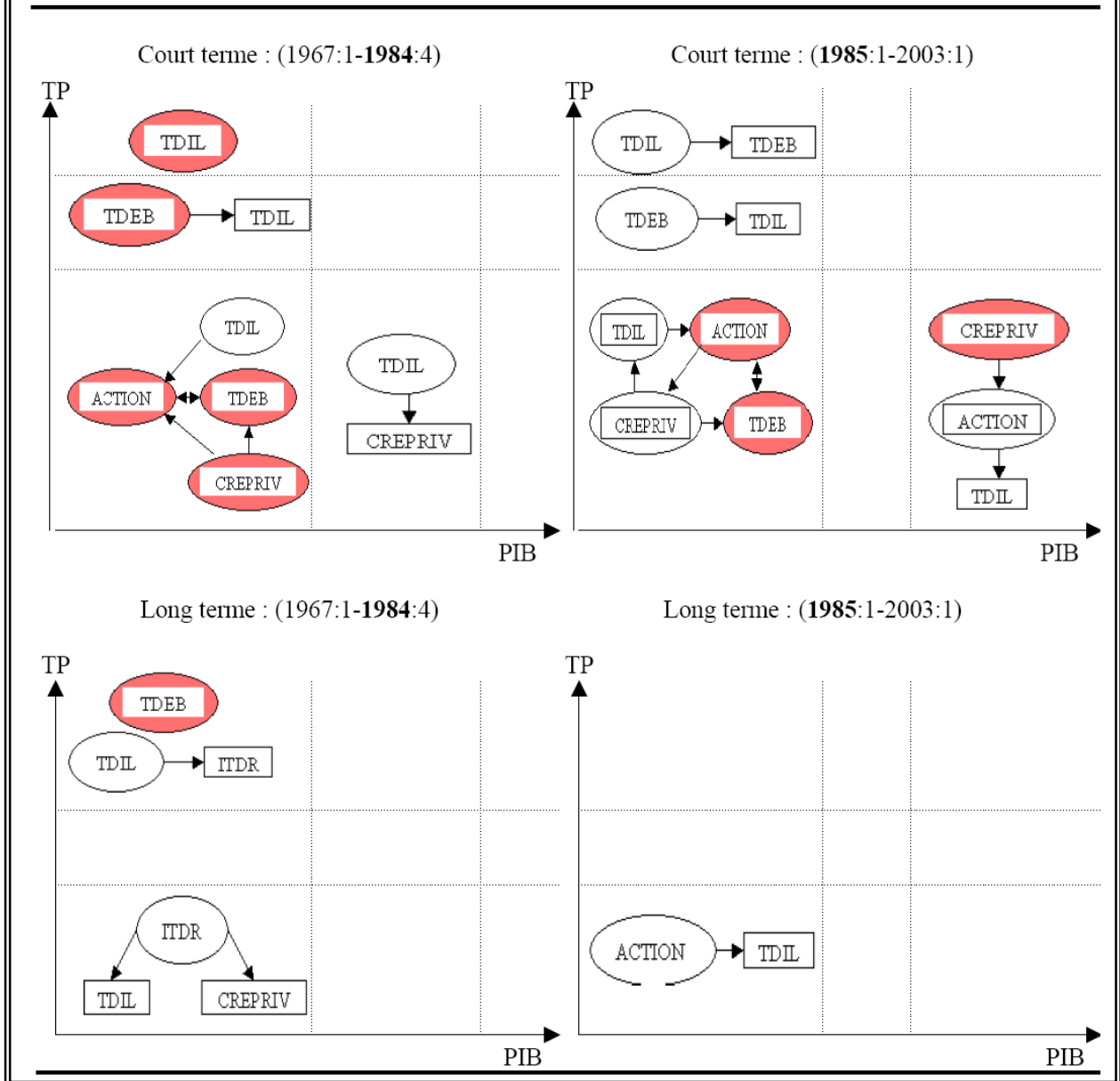
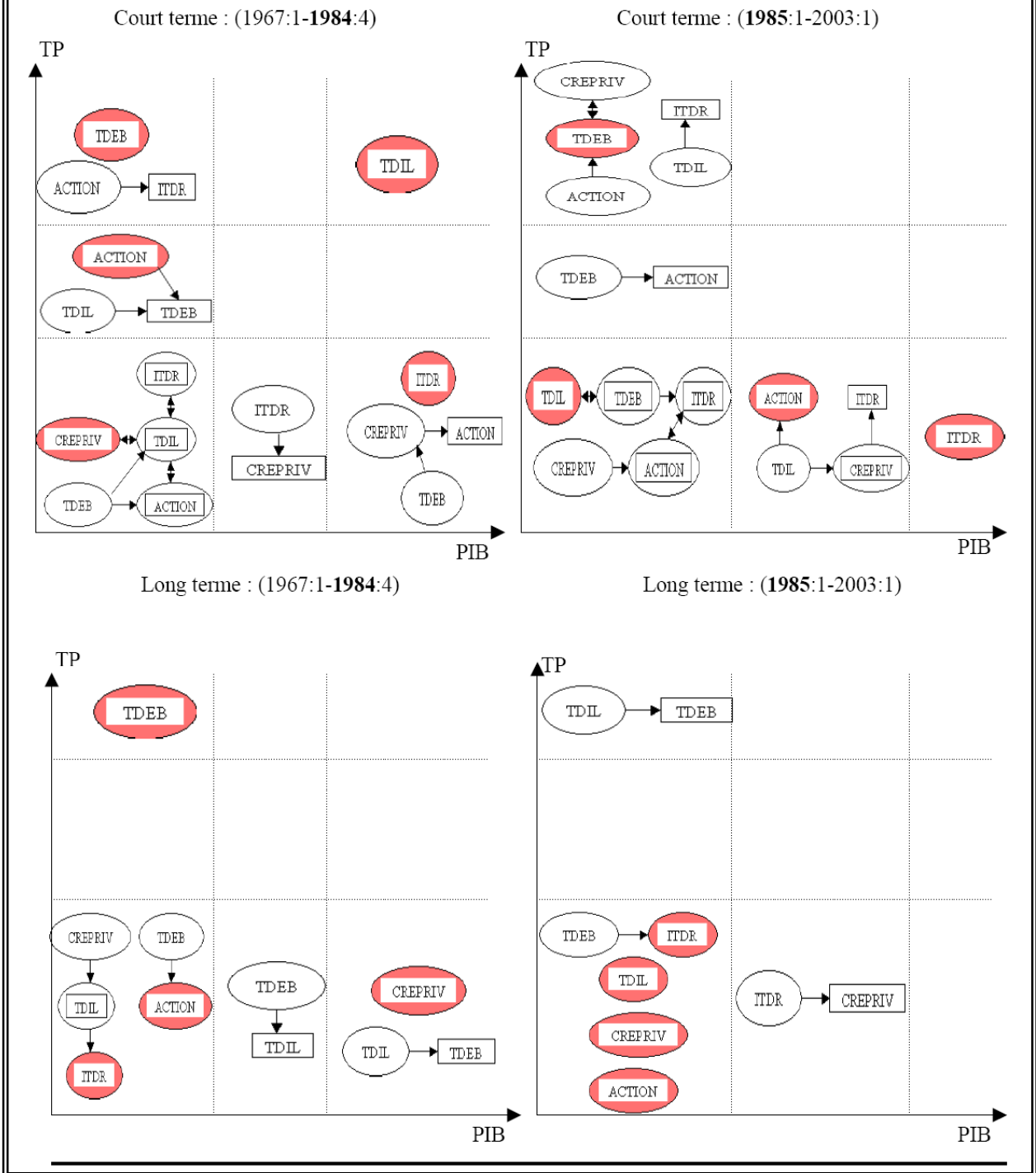


Fig. 24 La structure hiérarchique de l'effectivité de la transmission monétaire : Royaume-Uni



En terme de structure

Conformément à une conclusion de Geweke (1982)²⁰, **la transmission monétaire tend globalement à influencer davantage le niveau de l'inflation sur le long terme plutôt que celui du PIB**. Ceci est conforme à l'objectif général de la politique monétaire qui est de réguler le niveau de l'inflation (sa composante persistante) et de stabiliser l'environnement macroéconomique (action sur l'*output gap* et la variabilité de l'inflation).

La hiérarchisation par structure met en évidence que l'ensemble des mécanismes de transmission joue un rôle dans l'effet sur la sphère réelle de la politique monétaire. **On évacue définitivement les doutes sur l'existence des canaux à l'échelle macroéconomique**. Quelle que soit la sous-période, chaque canal de transmission (taux d'intérêt, crédit, prix d'actifs et taux de change) est effectif à travers au moins un mécanisme de transmission. **La transmission monétaire présente en réalité une structure complexe**.

L'essentiel de la transmission monétaire est assuré par l'existence des liens de complémentarités inhérents aux mécanismes de transmission induite. A ce titre, la conclusion de Bernanke et Gertler (1995) selon laquelle il n'y a pas de preuve absolue de la prédominance du canal du taux d'intérêt est retrouvée sur les deux sous-périodes.

En ce qui concerne le canal du crédit, les résultats empiriques obtenus à l'échelle macroéconomique sont de nature à confirmer que ce canal continue d'agir dans la période récente. L'analyse de Kashyap et Stein (1994) est corroborée. Le canal du crédit est effectif en dépit de la déréglementation observée sur les sphères monétaire et financière dans les années 1980. Ainsi, l'analyse de Edwards et Mishkin (1995) est contredite au motif, non pas d'une inertie dans l'effectivité du canal du crédit à travers le temps, mais en raison d'une évolution des mécanismes par lesquels ce canal agit. On identifie toujours des mécanismes de volume qui persistent en deuxième période. A titre d'exemple, c'est le cas au Royaume-Uni à travers une complémentarité avec le canal du change et une autre avec le canal du coût du crédit.

Les canaux de transmission directe cohabitant avec des mécanismes induits, il en résulte que toute modélisation théorique de la transmission monétaire ne devrait être réalisée en considérant les uns séparément des autres. On confirme donc le fait que se limiter à une transmission directe ne peut conduire qu'à une sous-estimation de l'effet de la politique monétaire. Compte tenu de la densité des canaux induits, le volet induit de la transmission joue un

²⁰L'analyse de Geweke ne considère pas l'existence de non-stationnarité dans les séries macroéconomiques. L'auteur raisonne sur des systèmes VAR standard en niveau avec des variables que l'on sait aujourd'hui $I(1)$. Les résultats obtenus doivent donc être considérés avec précaution, même si le protocole causal ici proposé conduit à cette convergence de conclusion tout en tenant compte de la non-stationnarité des séries.

rôle plus important que le volet direct. Cette dimension complémentaire de la transmission suggère l'idée selon laquelle l'effectivité d'un canal peut accroître l'effectivité des autres. On retrouve donc une notion de complémentarité proche du principe d'Edgeworth. Appliqué à la transmission monétaire ce principe se définirait comme suit : deux canaux de transmission sont complémentaires quand l'effectivité de l'un augmente l'effectivité de l'autre.

Globalement, la transmission monétaire s'apparente à un réseau de chaînes causales à l'intérieur duquel la "somme" de l'effectivité des chaînes de transmission (dimension complémentaire de la transmission) est supérieure à l'effectivité de "la somme" des canaux de transmission (dimension directe). Ceci crée une situation dans laquelle les mécanismes directs considérés bout à bout sont moins effectifs que les mécanismes de transmission considérés conjointement. On perçoit que **la transmission présente un aspect supermodulaire**.

Encadré n°18 La supermodularité de la politique monétaire

La transmission monétaire a été ici traitée grâce à un protocole mettant en évidence sa structure complexe. Le principe de complémentarité d'Edgeworth est très utilisé en économie pour traiter des problèmes de coordination, de fixation de prix financiers ou de choix stratégique^(*). En économie monétaire, compte tenu de la plus grande importance jouée par la complémentarité entre canaux, il pourrait être opportun de modéliser la transmission selon les principes établis dans les domaines traitant de la complémentarité économique.

La base théorique liée à la complémentarité économique est posée par Vives (1990), Milgrom et Roberts (1990). La notion de supermodularité adossée à la complémentarité permet de modéliser des situations où des éléments pris ensemble valent plus que la somme des éléments pris séparément. L'idée serait alors de construire des modèles complexes plus réalistes de la transmission monétaire, car il serait conforme à la complémentarité entre les canaux de transmission. On adopterait une approche positive, dans la mesure où les résultats de notre analyse empirique, suggère une nouvelle voie de modélisation théorique.

Au sein d'un réseau de mécanismes de transmission, une telle approche permettrait de réinterpréter la manière dont les banquiers centraux peuvent jouer sur la transmission induite pour modifier l'effectivité de la politique monétaire. Il serait possible de théoriser dans un contexte particulier comment un canal de transmission pourrait être utilisé comme cible intermédiaire de la politique monétaire. Ceci est plausible car la complémentarité dans la transmission monétaire signifie qu'accroître l'effectivité d'un canal de transmission, c'est accroître l'effectivité des autres canaux de transmission complémentaires.

^(*) Se reporter à Vives (2005) pour un exposé de développements récents liés à la complémentarité économique.

En terme d'effectivité

Sur les trois structures hiérarchiques de transmission, **il est impossible de détecter de manière absolue un canal prédominant par rapport aux autres**. Que cette prédominance soit appréciée en terme d'effectivité, en terme de capacité à impulser ou propager les

variations de politique monétaire, la conclusion reste la même. **On ne peut donc définir de manière absolue un arbitrage intertemporel entre les mécanismes de transmission** effectué par les autorités monétaires. Plus précisément, que ce soit à court ou à long terme, sur le PIB ou l'inflation, et au cours des deux sous-périodes, il n'y a pas de mécanisme prédominant de manière commune sur les trois pays.

Par ailleurs, la **rupture de l'échantillon** à la date du premier trimestre 1985 est **cohérente** dans la mesure où la structure de la transmission des Etats-Unis reste invariante à la date de rupture. Les seuls changements identifiables se rattachent à l'effectivité des mécanismes de transmission qui n'appartiennent pas toujours à la même classe C_i pour $1 \leq i \leq 9$. On pressent donc l'idée que **l'effectivité des canaux de transmission n'est pas stable dans le temps, même si la structure de la transmission est plus inerte.**

Pour un mécanisme donné, **l'effectivité de transmission n'est pas stable entre les deux sous-périodes.** En effet, des canaux de transmission présents en première période disparaissent en deuxième période, pendant que d'autres émergent. Des canaux récurrents sur les deux périodes n'appartiennent pas à la même classe d'effectivité. Ceci traduit fondamentalement des changements dans la structure hiérarchique de la transmission monétaire entre les deux sous-périodes. Cette conclusion jointe au constat précédemment dressé sur les Etats-Unis autour des deux dates de rupture 1983, 1985, laisse entrevoir que de manière dynamique la transmission monétaire est très instable.

Si on évacue tout doute sur l'existence de l'ensemble des canaux à l'échelle macroéconomique, la structure hiérarchique de l'effectivité de transmission est complexe et instable dans le temps. Dans l'absolu, il ne semble pas être possible d'affirmer qu'un mécanisme gouverne plus que les autres les effets réels de la politique monétaire entre les deux sous-périodes. Une solution est de s'interroger sur les facteurs déterminants des résultats de la politique monétaire en analysant les facteurs de divergence et de convergence entre les économies. Pour cela, il faut vérifier dans quelle mesure la structure hiérarchique de transmission génère une divergence ou non entre les trois économies.

Un mécanisme de transmission sera jugé déterminant dans le résultat de la politique monétaire d'un pays, s'il est fortement effectif dans cette économie, tout en contribuant à singulariser la transmission monétaire de ce pays par rapport aux autres.

Ceci suppose d'étudier la proximité relative des structures hiérarchiques de transmission monétaire entre les trois pays. Par ailleurs, la transmission monétaire étant une connexion

entre la sphère monétaire et la sphère réelle, il est naturel de penser que la structure de financement des économies, la structure productive, la stratégie de politique monétaire peuvent expliquer les différences entre les deux sous-périodes.

4.2.2 Les déterminants de l'évolution des effets sur la sphère réelle de la politique monétaire

L'identification des déterminants des résultats sur la sphère réelle de la politique monétaire sera réalisée en trois étapes. La première consiste à étudier la proximité globale de la transmission monétaire entre les trois économies. La proximité peut être qualifiée de globale pour deux raisons :

- Elle est déterminée par les mécanismes effectifs de transmission ;
- Elle est influencée par des éléments caractérisant le contexte dans lequel la régulation monétaire est effectuée. Il s'agit notamment de la structure productive et financière de l'économie.

Le but est de dégager des déterminants généraux de l'évolution des proximités de transmission monétaire entre les trois économies.

La deuxième étape consiste à repérer les mécanismes spécifiques à chaque pays qui déterminent l'évolution positive de la politique monétaire.

La troisième étape revient à s'interroger sur le rôle de la structure financière et productive dans cette évolution.

L'analyse globale des proximités de transmission monétaire

Pour étudier la proximité des structures hiérarchiques d'effectivité, il convient d'appliquer une Classification Ascendante Hiérarchique (CAH) de l'ensemble des effectivités mesurées sur les trois pays, ceci pour chacune des sous-périodes.

Encadré n° 19 : Le principe de la Classification Ascendante Hiérarchique

La CAH est une méthode de classification itérative dont le principe est simple. Elle ne fonctionne qu'avec des variables quantitatives. Il faut construire une suite de partitions d'individus en m classes, $(m-1)$ classes, $(m-2)$ classes... emboîtées les unes dans les autres, de sorte que la partition en k classes soit obtenue en regroupant deux des classes de la partition en $(k+1)$ classes.

Les individus sont regroupés dans un tableau de valeurs x_{ij} signifiant une valeur de la variable j pour un individu i . Dans l'analyse de proximité des structures hiérarchiques de transmission, il s'agit d'un tableau avec les *CIC* calculés pour chaque mécanisme de transmission (j) de chaque pays (i). Chaque individu a ici un même poids égal à 1. De là, on réalise des regroupements successifs des individus afin de produire un arbre de classification appelé dendrogramme. Sa racine correspond à la classe regroupant l'ensemble des individus. Les branches les plus basses signalent les individus aux caractéristiques les plus proches. Les branches les plus hautes rendent compte des regroupements d'individus aux caractéristiques les plus éloignées.

Plus précisément, la CAH permet ici de regrouper les pays entre eux selon un degré d'homogénéité ou de proximité dans leur structure hiérarchique de transmission monétaire.

La mesure de l'éloignement entre deux individus définit à quel point ils sont dissemblables (critère de dissimilarité). Le dendrogramme représente une hiérarchie de partitions ; à savoir que pour des niveaux différents de dissimilarités observés, correspondent un nombre différent de classes d'individus considérés comme homogènes. Plus le degré de dissimilarité observé est élevé, plus le nombre de classes d'individus homogènes sera faible. Inversement, s'il est trop faible, tous les individus par définition seront qualifiés d'homogènes. Il faut donc rechercher le degré optimal de dissimilarité qui garantit une classification des individus dans laquelle, le nombre de regroupements d'individus est ni trop faible ni trop élevé.

L'application effectuée ne porte que sur trois pays. Par conséquent, le degré de dissimilarité optimal sera celui qui permet de regrouper les pays deux à deux.

De manière plus détaillée, les différentes étapes de la CAH sont les suivantes :

Etape 1 Le calcul des dissimilarités entre les n individus.

Différents indicateurs de dissimilarité sont utilisables sur données quantitatives. Il s'agit des indicateurs qualifiés de distances de : Bhattacharya, Bray et Curtis, Canberra, Tchebychev, Mahalanobis, Manhattan, du khi-deux, de la corde, de la corde au carré, géodésique, et de distance euclidienne. On peut utiliser des indicateurs dits de dissimilarité de : Kendall, Pearson, Spearman et de dissimilarité générale. On peut aussi recourir à des indices de : Dice, Jaccard, Kulczynski, Ochiai, Rogers et Tanimoto, Sokal et Michener, Sokal et Sneath. On distingue enfin la métrique du khi-deux et le Phi de Pearson.

Etape 2 Le regroupement dans une même classe des deux individus qui minimise un critère d'agrégation donné.

De manière générale, différents critères d'agrégation de deux groupes d'individus A et B sont envisageables :

– Le lien simple : la dissimilarité entre A et B est celle qui existe entre les deux individus les plus ressemblants respectivement de A et de B. L'agrégation par le lien simple tend à contracter l'espace des données et à écraser les niveaux des paliers du dendrogramme. Comme la dissimilarité entre deux éléments de A et de B suffit à relier A et B, ce critère peut conduire à associer des classes avec un grand nombre d'individus hétérogènes.

– Le lien complet : la dissimilarité entre A et B est la plus grande dissimilarité entre deux individus respectivement de A et de B. L'agrégation par le lien complet tend à dilater l'espace des données et produit des classes avec un trop faible nombre d'individus.

– Le lien moyen : la dissimilarité entre A et B est la moyenne des dissimilarités entre les individus de A et de B pris deux à deux. On obtient un bon compromis entre les critères précédents, avec un bon respect des propriétés de l'espace des données.

– Le lien proportionnel : la dissimilarité moyenne entre les individus de A et de B est calculée comme une somme de dissimilarités pondérée telle qu'un poids égal soit attribué aux deux groupes. Comme le lien moyen, ce critère respecte assez bien les propriétés de l'espace des données.

– Le lien flexible : ce critère fait intervenir un paramètre β variant dans l'intervalle $[-1 ; 1]$. Il permet de générer une famille de critères d'agrégation. Pour $\beta = 0$ on retrouve le lien proportionnel. Quand $\beta \approx 1$, on obtient une forte contraction de l'espace des données, mais à mesure que β décroît et devient négatif, on dilate de plus en plus l'espace des données.

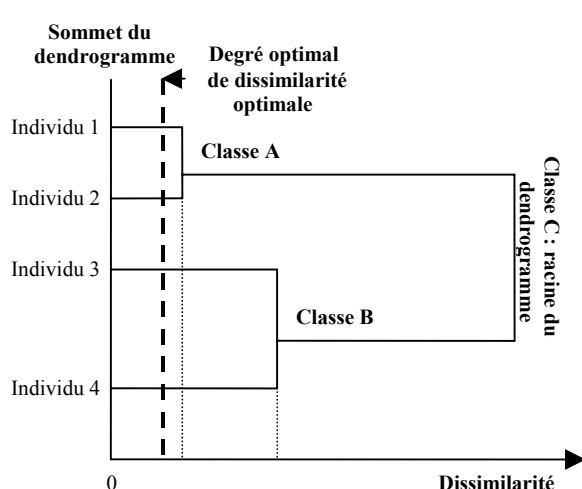
– La méthode de Ward (1963) : elle agrège les deux groupes de sorte que d’une part, l’augmentation de l’inertie intra-classe soit la plus faible possible pour conserver l’homogénéité des classes, et d’autre part, l’inertie interclasse soit forte. L’inertie entre deux classes est caractérisée par la distance entre leur centre de gravité respectif. La méthode de Ward est la plus précise. Elle ne peut être utilisée que pour des indicateurs de distances quadratiques. Dans l’étape 1, on ne peut donc utiliser que les distances euclidiennes ou du khi-deux.

Etape 3 Le calcul de la dissimilarité entre la classe des deux individus regroupés dans l’étape 2 et les (n-2) autres individus.

Ceci est réalisé toujours à partir du critère d’agrégation de Ward. On regroupe les deux classes d’individus dont le regroupement minimise le critère d’agrégation.

Etape 4 La poursuite de l’itération jusqu’à ce que tous les individus soient regroupés en une seule classe.

Ceci marque la fin de la procédure itérative.



Voici un exemple de résultat de CAH. Ci-joint le schéma et l’explication associé ci-après.

Le degré de dissimilarité optimal permet de distinguer deux classes comportant chacune deux individus dans l’exemple du schéma ci-contre. La classe A est plus homogène que la B car le degré de dissimilarité (lu sur l’axe des abscisses) entre les individus 1 et 2 est inférieur à celui des individus 3 et 4 de la classe B.

Dans cette CAH, différents éléments quantitatifs sont intégrés. Il s’agit :

- Des valeurs de l’effectivité des mécanismes de transmission.
- Des éléments liés aux résultats de la politique monétaire sur la sphère réelle : l’amplitude moyenne de l’*output gap* (AmpmoyPIBt), et celui du *gap* d’inflation (AmpmoyTPt), le niveau moyen de l’inflation (MoyTPp). On y intègre aussi le taux croissance trimestriel moyen sur chaque sous-période des trois variables précédentes (CroissPIBt, CroissTPt, CroissTPp).
- Des éléments liés au contexte économique dans lequel la politique monétaire est mise en oeuvre. Afin de considérer le clivage entre financement de l’économie par les marchés et financement bancaire, on calcule un indicateur du degré de capitalisation boursière, dont on garde la valeur moyenne sur chaque sous-période (MoyCapital). Cette capitalisation boursière est mesurée comme étant le ratio en pourcentage de la valeur des actions détenues par les ANF sur le PIB²¹. Un degré de capitalisation boursière élevé traduit un financement privilégié

²¹Pour donner l’ampleur du financement bancaire, on pourrait calculer le ratio $\frac{\text{Actif bancaire}}{\text{PIB}}$. Ici, on choisit d’évaluer le clivage entre les deux modes de financement à partir de l’importance que prend le financement par les marchés.

par les marchés. On ne prend pas en compte un taux d'intermédiation financière (TIF), car le calcul varie en fonction de la définition de l'intermédiation financière choisie²².

Il faut aussi intégrer un élément de structure productive de l'économie qui peut être important dans l'effet de la politique monétaire sur la sphère réelle. Il s'agit du degré d'ouverture (OPEN). Comme l'indicateur précédent, la classification ascendante hiérarchique est effectuée à partir des niveaux moyens par sous-période de l'indicateur (MoyOPEN) sachant que :

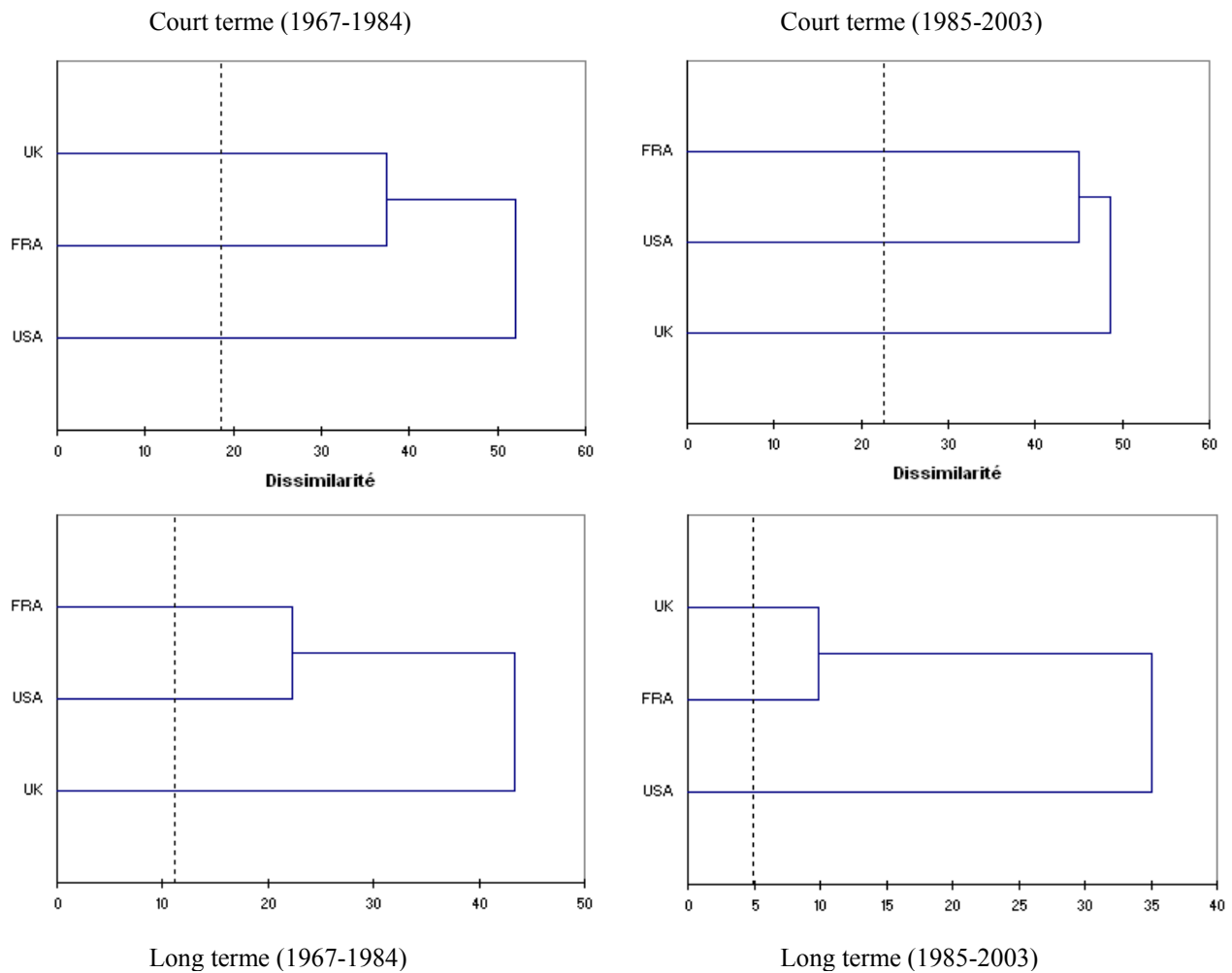
$$OPEN = \frac{(\text{Exportations} - \text{Importations})}{2 \times \text{PIB}} \times 100$$

Pour les Etats-Unis (USA), le Royaume-Uni (UK) et la France (FRA), on obtient les dendrogrammes suivants²³ :

²²Il n'existe pas de mesure universelle de l'intermédiation financière. On distingue un TIF en terme de demande de financement, en terme d'offre de financement, en terme d'instruments de placement spécifiquement bancaire et un TIF conforme à la théorie de Gurley et Shaw.

²³Les tableaux qui ont servi à l'obtention de ce schéma sont reportés en compléments de cette section à la page 234.

Fig. 25 Classification Ascendante Hiérarchique de transmission monétaire



On remarque que la proximité de structure de transmission monétaire évolue de manière particulière entre les deux sous-périodes. **A court terme, l'économie française qui s'apparente davantage au Royaume-Uni en première période converge en seconde période vers l'économie américaine.** L'écart de dissimilarité passe de 52,38 à 45,03. Par contre, si la transmission monétaire rapproche en première période la France et les Etats-Unis au niveau des composantes persistantes, à partir de 1985, ce sont les économies européennes qui tendent à se différencier de l'économie américaine. La dissimilarité à long terme de la France par rapport au Royaume-Uni chute de près de 80 % entre les deux sous-périodes, pendant que sa divergence par rapport aux Etats-Unis progresse de 58 %. La stabilisation de l'environnement macroéconomique s'obtient sur les composantes transitoires, alors que l'effet de la politique monétaire sur les composantes persistantes concerne l'inflation sous-jacente. A court terme, les résultats de la stabilisation macroéconomique liés à la politique monétaire tendent donc à être similaires entre la France et les Etats-Unis. En

revanche, la maîtrise de l'inflation sous-jacente tend à rapprocher les économies européennes.

Les modifications de proximité de transmission confirment la rupture entre les deux sous-périodes, même si entre 1985-2003, les politiques monétaires suivies atteignent leurs cibles réelles. Cela permet de conclure qu'**il n'existe pas d'unicité de structures de transmission monétaire assurant le succès de la politique monétaire.**

En effet, pour les trois économies la réduction du niveau de l'inflation est manifeste. Si en première période l'inflation sous-jacente croît en moyenne trimestrielle de 0,10 % aux Etats-Unis, de 0,32 % au Royaume-Uni contre 1,41 % en France, ces taux deviennent négatifs en seconde période. Ils sont respectivement de -0,32 %, -0,84 % et -1,48 %. Par conséquent, l'inflation décroît plus vite en seconde période qu'elle n'augmente entre 1967 et 1984. Au total, l'inflation sous-jacente en moyenne se réduit de moitié aux Etats-Unis et du tiers dans le cas du Royaume-Uni et de la France, sachant que ces deux derniers pays partent d'un niveau supérieur en première période. L'amplitude moyenne de l'*output gap* et du *gap* d'inflation sont plus proches de 0 en seconde période.

Par ailleurs, une manière de juger l'agressivité des interventions des autorités régulatrices est de regarder l'amplitude moyenne du *gap* de taux d'intérêt de la politique monétaire. Plus il est élevé, plus les chocs monétaires sont importants afin de faire tendre le taux d'intérêt vers la valeur de long terme souhaité par la banque centrale ; celle qui est compatible avec les objectifs de la politique monétaire. Or cet indicateur est en moyenne inférieur dans les trois économies en seconde période. Cela souligne le fait que **la stabilisation macroéconomique et la maîtrise de l'inflation sont obtenues au prix d'une agressivité réduite des interventions des autorités monétaires.**

Plusieurs implications peuvent être déduites de la conclusion précédente.

Tout d'abord, **les bons résultats de la politique monétaire entre 1985 et 2003 ne sont pas simplement dus à l'accroissement de l'effectivité des canaux de transmission.** Précédemment, on a mis en évidence que l'intensité des chocs de politique monétaire est moins forte en seconde période. De plus, si on analyse la structure hiérarchique de l'effectivité de la transmission, on remarque qu'il n'y a pas d'accroissement absolu des effectivités des mécanismes de transmission récurrents sur les deux sous-périodes. Au contraire, c'est un changement dans la structure des mécanismes effectifs qui peut davantage avoir contribué à la réussite de la régulation monétaire. **Le succès de la politique monétaire dépend donc davantage de la structure du réseau de chaînes de transmission que de l'effectivité**

des canaux de transmission.

Il faut tempérer la force de cette dernière conclusion par le fait que plus la politique monétaire atteint son objectif, moins l'effectivité des canaux de transmission a besoin d'être importante pour assurer la pérennité du succès de la politique monétaire. Rappelons que les premiers succès sont enregistrés dans la phase d'ajustement entre (1980 et 1985). En réalité, la politique monétaire devient de plus en plus crédible à partir du milieu des années 1980. Ceci permet de souligner que **plus la politique monétaire est crédible, moins l'effectivité des canaux de transmission a besoin d'être élevée pour que les résultats escomptés de la régulation monétaire soient assurés.**

Dans les faits, au cours de la seconde période, les autorités monétaires acquièrent une indépendance institutionnelle par rapport au pouvoir politique. Avec la lutte contre l'inflation, le statut d'organisme indépendant contribue à accroître la responsabilité des banquiers centraux vis-à-vis de la stabilisation macroéconomique. Des règles de politique monétaire sont davantage utilisées pour ancrer les anticipations des ANF dans le sens voulu par les banques centrales. Ceci s'oppose à la politique discrétionnaire qui prévaut dans les années 1970. Ces évolutions politiques permettent de répondre aux trois problèmes de crédibilité qui se posent en matière de politique monétaire : le biais d'inflation, le biais de stabilisation et les anticipations auto-réalisatrices.

Les autorités monétaires peuvent désormais bénéficier d'un *timing* de politique monétaire bien plus long. Cela signifie que les interventions de la banque centrale peuvent être maintenues suffisamment longtemps dans un sens, pour assurer une stabilisation économique compatible avec une croissance le long du potentiel économique.

Les mécanismes clés de transmission spécifiques à chaque pays

La structure hiérarchique de l'effectivité de transmission ne rend pas compte d'un mécanisme identique aux trois économies qui contribuerait plus fortement à l'amélioration des résultats de la politique monétaire. Une question se pose alors : quels sont les mécanismes de transmission qui ont significativement contribué aux succès de la politique monétaire en seconde période, ce de manière spécifique à chaque pays ? Pour répondre à cette question, on recourt à une analyse contrefactuelle couplée aux structures hiérarchiques d'effectivité de transmission établies à la page 204. L'analyse contrefactuelle consiste à recalculer les proximités de transmission en omettant l'ensemble des mécanismes relatifs à chaque canal de transmission

Encadré n° 20 Les problèmes de crédibilité de la politique monétaire

Selon Loisel (2006), trois principaux problèmes de crédibilité se posent. Le "biais d'inflation" et le "biais de stabilisation" sont liés directement à l'incohérence temporelle de la politique monétaire. Le problème des "anticipations auto-réalisatrices" rend compte des difficultés de la banque centrale à ancrer les anticipations des agents pour garantir le succès de la politique monétaire.

Le biais d'inflation

La banque centrale est tentée de dévier de sa cible d'inflation pour maintenir la production légèrement au-dessus de son niveau potentiel. Ce biais est une cause principale de la stagflation des années 1970. Une solution pour régler ce biais est de déléguer la politique monétaire à la seule banque centrale avec comme objectif prioritaire la stabilisation de l'inflation et de l'*output gap*. Pour rendre crédible la politique monétaire, une transparence de prise de décision, une évaluation de leurs effets, sont indispensables. Dans les faits, les banques centrales deviennent progressivement indépendantes des gouvernements. Elles évitent toute tentation électoraliste consistant à utiliser l'arme monétaire, sans considération des effets néfastes sur l'inflation^(*).

Le biais de stabilisation

La banque centrale contrôle l'inflation et l'*output gap* grâce aux canaux de transmission de la politique monétaire. La politique optimale devrait être celle qui consiste à répartir dans le temps ses effets sur la sphère réelle. En cas de hausse du niveau général des prix, il faudrait relever les taux d'intérêt court puis le ramener de manière progressive vers sa valeur initiale, même si le choc inflationniste a déjà disparu. Ceci est censé garantir une intensité plus forte de la transmission monétaire. Cependant, la seule politique crédible est de relever fortement les taux le temps uniquement de la hausse d'inflation, pour avoir une transmission comparable à celle de la politique optimale. Ce problème de crédibilité réduit la capacité de la banque centrale à ancrer à travers le temps les anticipations des agents sur la politique future. Ceci donne naissance au biais de stabilisation telle que le définissent Clarida, Gali, Gertler (1999), Woodford (2003).

Une manière de résoudre ce biais réside dans une recherche de crédibilité de la politique monétaire. Plus précisément, la banque centrale doit accroître sa réputation en matière d'atteinte des cibles réelles. Le but est une politique monétaire plus "inertielle". Cela signifie que si les autorités monétaires jouissent d'une bonne réputation, elles seront moins enclines à recourir à une politique monétaire agressive. Au contraire, une banque centrale crédible pourra tendre vers une politique monétaire optimale, dans laquelle les taux d'intérêts courts dépendent positivement des valeurs passées. Auquel cas, c'est le signe d'un meilleur ancrage des anticipations des agents sur la politique monétaire future.

Les anticipations auto-réalisatrices

Le problème des anticipations auto-réalisatrices surgit quand la politique monétaire n'arrive pas à ancrer les anticipations des agents dans un même sens. Dans ce cas, ce sont les anticipations qui décident de l'évolution économique, ce qui remet en cause la crédibilité des autorités monétaires à stabiliser l'économie.

^(*) Alesina (1989) démontre comment l'opportunisme électoral peut conduire un gouvernement à recourir à une politique monétaire discrétionnaire, avec pour but une expansion économique à court terme.

(taux d'intérêt, volume de crédit, coût du crédit, prix d'actions, taux de change). On compare les nouvelles valeurs de dissimilarités avec celles de l'analyse globale des proximités de transmission réalisée à la page 216. Si les nouvelles valeurs sont inférieures entre deux économies, cela signifie que le canal de transmission est un facteur de divergence. Inversement, si les nouvelles valeurs sont supérieures, le canal de transmission contribue alors à homogénéiser la réalité de la transmission monétaire entre les pays. Les CAH contrefactuelles fournissent les nouveaux résultats de proximité suivants :

Fig. 26 La proximité de la transmission monétaire (analyse contrefactuelle : canal des taux d'intérêt)

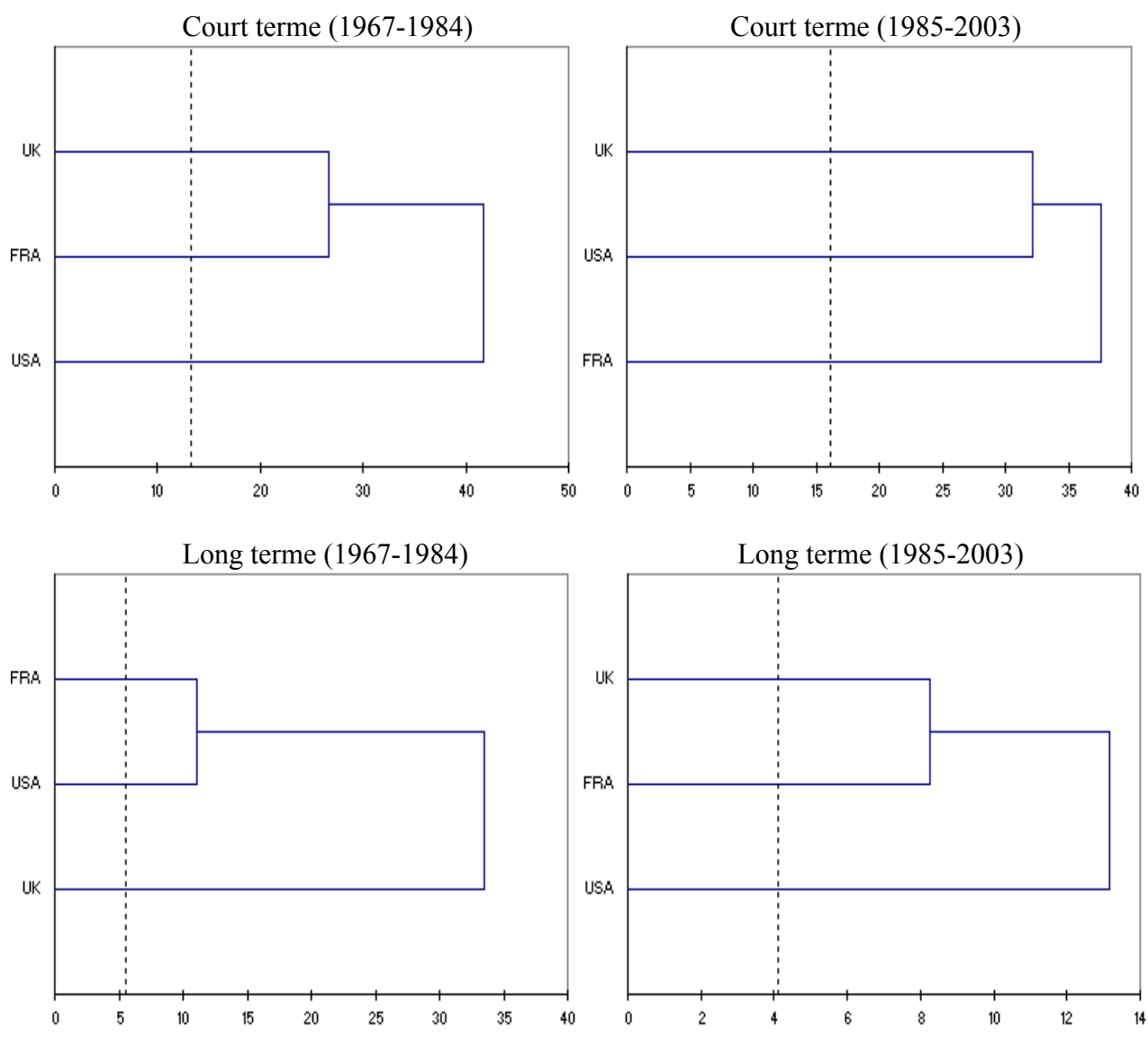


Fig. 27 La proximité de la transmission monétaire (analyse contrefactuelle : canal du volume de crédit)

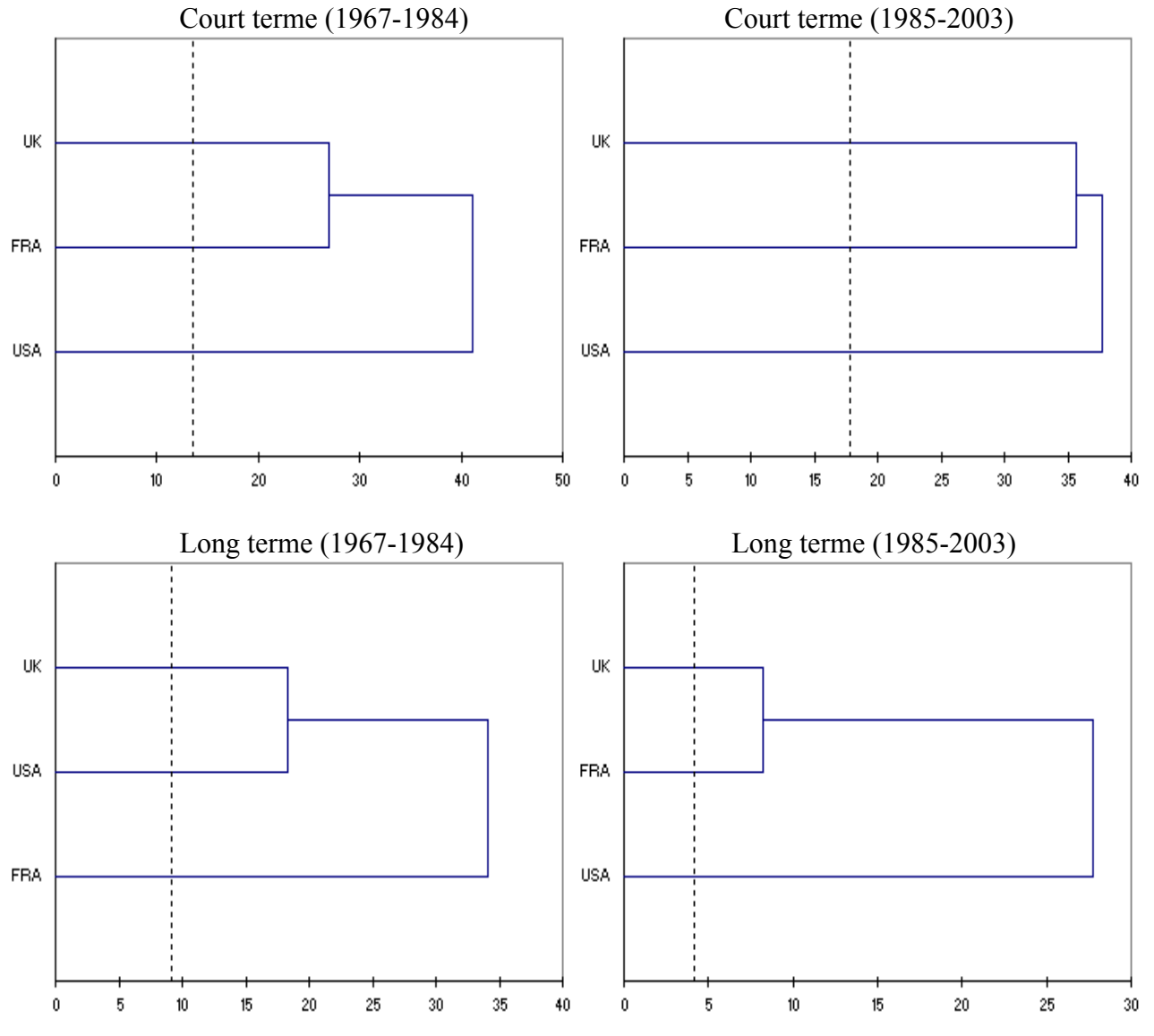


Fig. 28 La proximité de la transmission monétaire (analyse contrefactuelle : canal du coût du crédit)

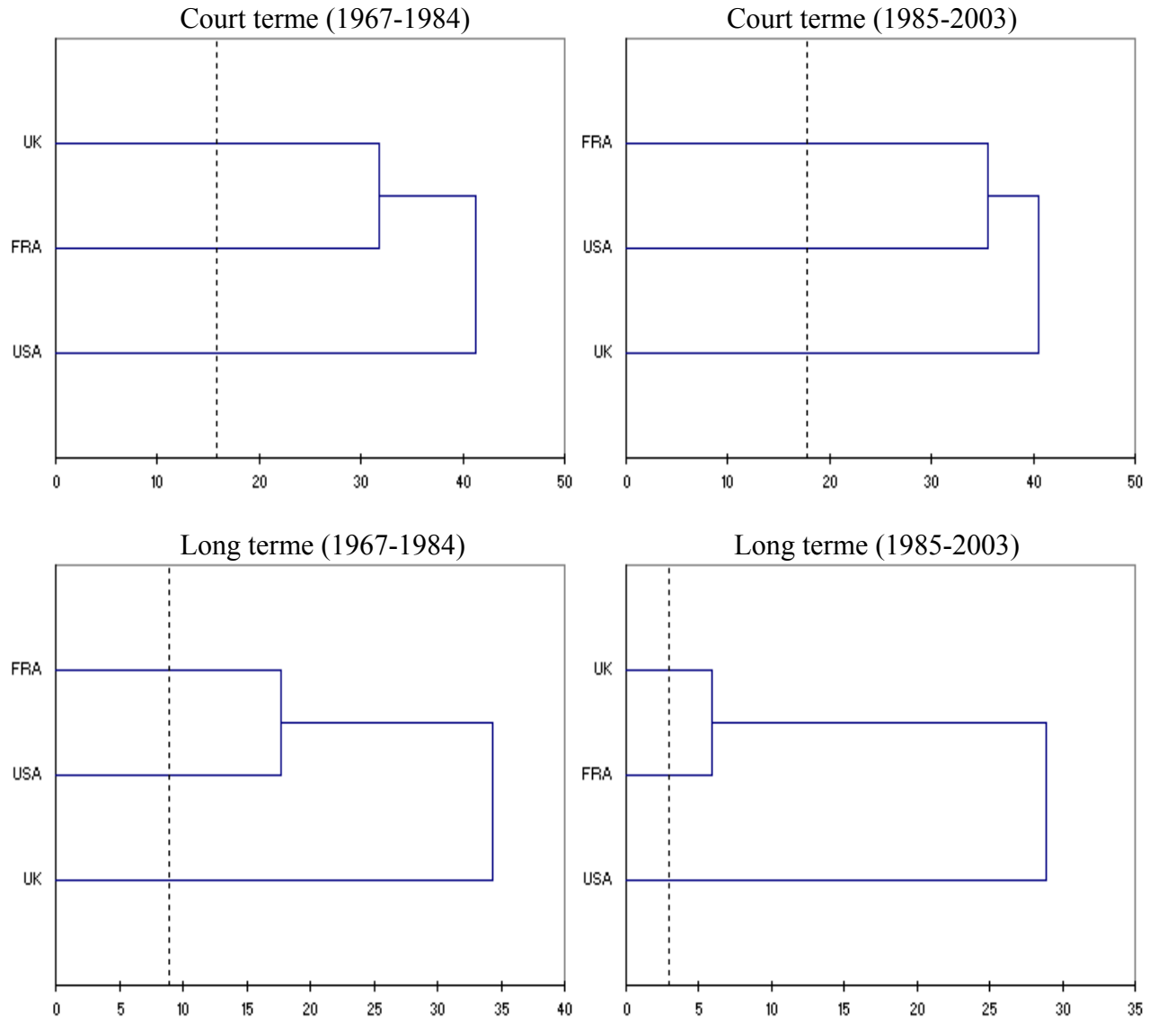


Fig. 29 La proximité de la transmission monétaire (analyse contrefactuelle : canal du prix d'actions)

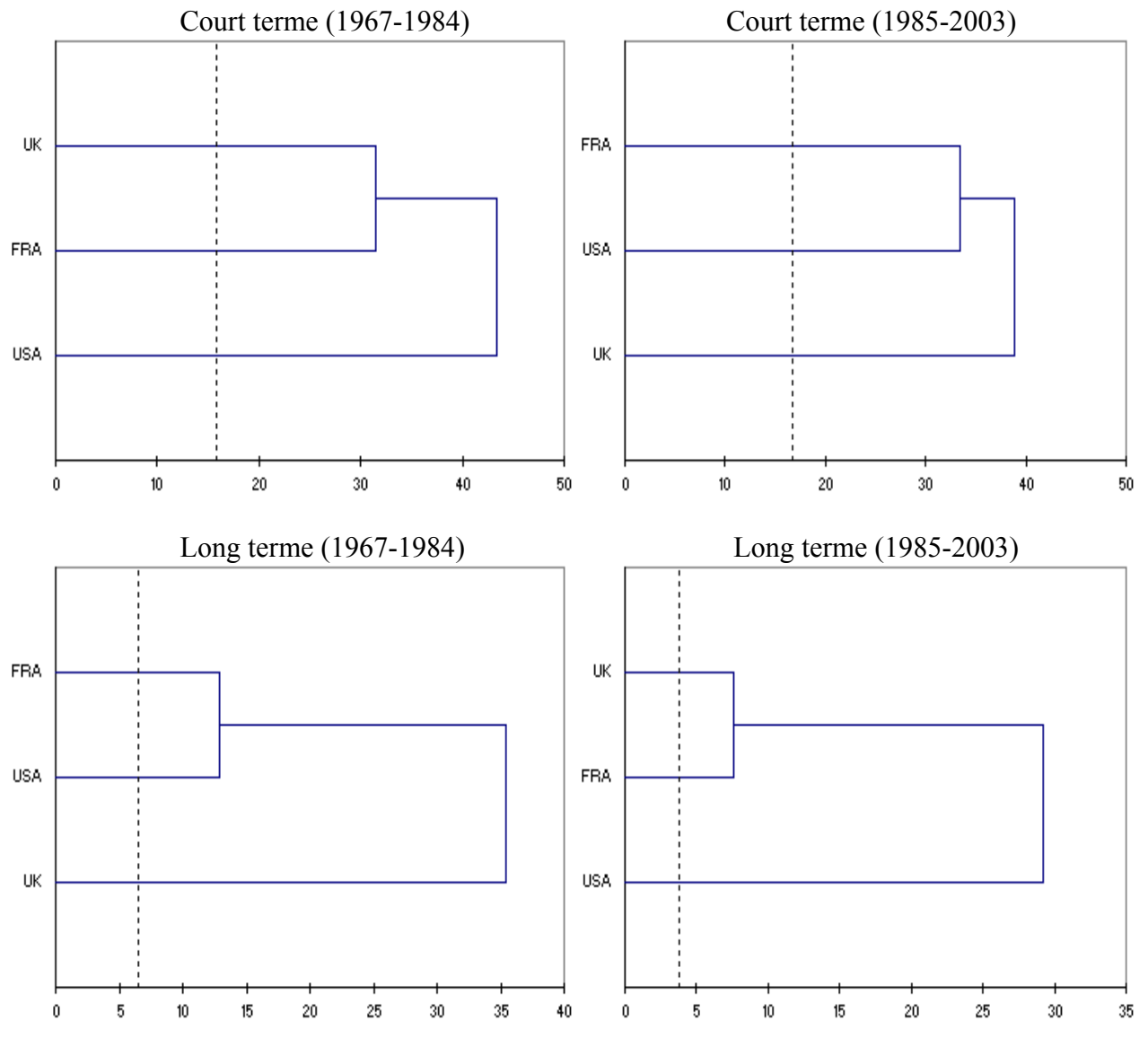
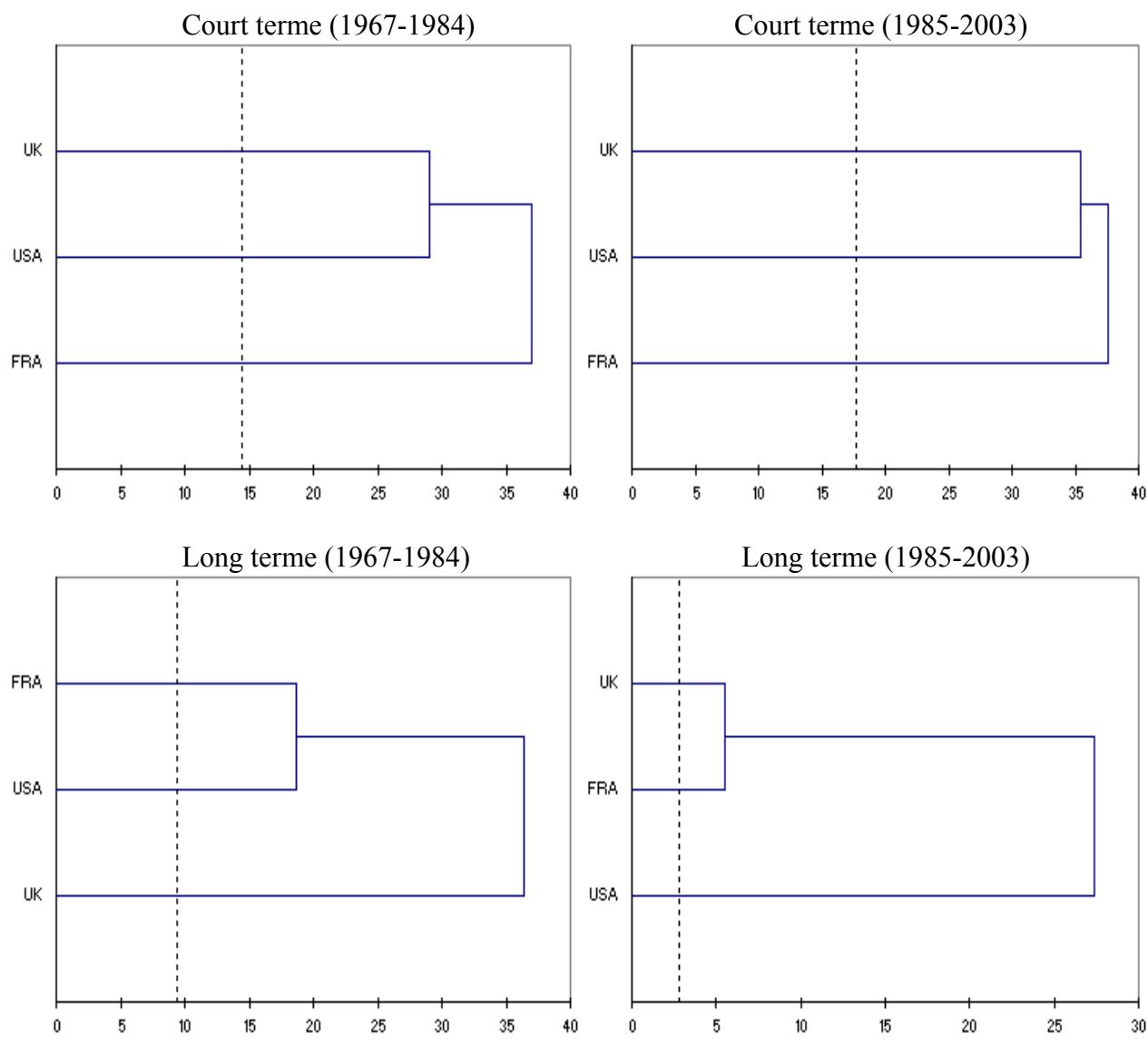


Fig. 30 La proximité de la transmission monétaire (analyse contrefactuelle : canal du taux de change)



On se rend compte que les dissimilarités de transmission monétaire se réduisent quand les mécanismes de transmission rattachés à chaque canal sont omis du calcul des proximités de transmission. Ce constat est vrai sur les deux sous-périodes à court ou à long terme. Par conséquent, **les canaux de transmission sont un facteur de divergence entre les trois pays**. On aboutit à une conclusion importante qui tient à l'hétérogénéité des canaux de transmission qui fonde les résultats de la politique monétaire. Bien que les mécanismes de transmission directs ou induits sont théoriquement les mêmes pour toutes les économies, **chaque pays semble présenter son propre modèle de transmission favorable au succès de la politique monétaire**.

On a mis en évidence dans l'analyse globale des proximités que, du point de vue de la

transmission de court terme, la France converge davantage vers les Etats-Unis, alors qu'à long terme elle se rapproche du Royaume-Uni. On sait que les autorités monétaires poursuivent deux objectifs pouvant faire l'objet d'un *trade off* : la minimisation de l'*output gap* et la maîtrise de l'inflation (en niveau et en variabilité). Sachant le succès de la transmission monétaire en seconde période, et compte tenu des éléments précités, pour déterminer les mécanismes clés qui contribuent dans chaque pays à l'amélioration des résultats de la politique monétaire, il suffit d'appliquer la règle suivante.

Il s'agit de repérer les mécanismes qui singularisent les économies entre elles (à partir de l'analyse contrefactuelle), tout en ayant une forte effectivité sur TP et PIB à court terme ou sur l'inflation sous-jacente à long terme. Plus précisément, sur chaque période, pour chaque pays, à court comme à long terme, il faut repérer le canal qui réduit le plus la dissimilarité entre les économies au niveau de l'analyse contrefactuelle des proximités de transmission. Ce canal contribue davantage à l'hétérogénéité de la transmission entre les pays sur la période et la composante temporelle considérée. De là, il faut rechercher dans la structure hiérarchique de l'effectivité de la transmission, le mécanisme du canal identifié qui participe le plus à la minimisation du *trade off* ; celui qui contribue à influencer le plus que possible les deux cibles réelles (TP et PIB). Si l'on se réfère aux critères de hiérarchisation par effectivité définis à la page 204, à court terme, ce sont les mécanismes de transmission autres que la classe C_1 qui importent. A long terme, on se focalise principalement sur les mécanismes des classes C_4 et C_5 .

Il en résulte que les mécanismes qui participent à l'amélioration de la politique monétaire dans les trois économies sont les suivants :

Tab. 22 Les mécanismes clés favorables à l'amélioration des résultats de la politique monétaire							
Court terme (1967-1984)		Court terme (1985-2003)		Long terme (1967-1984)		Long terme (1985-2003)	
Etats-Unis							
CREPRIV → ITDR	(0,00 ; 37,68)	TDIL	(28,64 ; 47,24)	TDEB	(0,00 ; 66,44)	TDIL → ACTION	(0,00 ; 67,95)
TDEB	(35,35 ; 29,95)						
France							
TDIL	(0,00 ; 43,98)	TDIL → TDEB	(26,37 ; 55,38)	TDEB	(0,00 ; 50,74)	pas d'effectivité significative sur l'inflation sous-jacente	
TDIL → CREPRIV	(36,29 ; 0,00)						
Royaume-Uni							
TDEB	(11,98 ; 48,74)	ACTION → TDEB	(0,00 ; 66,14)	TDEB	(0,00 ; 46,63)	TDIL → CREPRIV	(0,00 ; 54,63)
CREPRIV → ACTION	(57,19 ; 0,00)						

Les valeurs entre parenthèses sont celles du CIC sur (PIB ; TP) pour chaque mécanisme de transmission

Dans le passage d'une période d'échec de la régulation monétaire (1967-1984) à une période

de succès, les mécanismes clés par lesquels les autorités peuvent faire transiter de manière efficace leur intervention à la sphère réelle ont fortement évolué pour chaque pays.

Aux Etats-Unis, le canal du crédit cède du terrain aux mécanismes impulsés par le canal des taux d'intérêt ; ceci au niveau de la transmission de court comme de long terme. On rééquilibre à cette occasion l'opposition concernant le rôle majeur joué par le canal du crédit dans la période récente, entre Kashyap et Stein (1994) d'un côté, et Edwards et Mishkin (1995) de l'autre. Les deux positions détiennent une part de la vérité au sujet de l'évolution de l'effectivité macroéconomique du canal du crédit. Une synthèse revient à dire que ce canal continue d'agir aux Etats-Unis à l'échelle macroéconomique, comme l'ensemble des autres canaux, mais son rôle prédominant dans les effets réels de la politique monétaire s'est fortement affaibli.

Selon Hoppner, Meltzer et Neumann (2005), deux facteurs aux Etats-Unis expliquent la moindre importance du canal du crédit :

– Les innovations financières et la déréglementation du système financier américain amorcée dès la fin des années 1970. Elles permettent de détendre la dépendance au financement bancaire traditionnel.

– L'abandon par la FED de l'encadrement du crédit des décennies 1960 et 1970. Cet encadrement aboutit en première période à un rationnement du crédit plus significatif.

Au Royaume-Uni, le canal du crédit qui joue un rôle d'impulsion de la transmission en première période joue un rôle clé en terme de propagation de la transmission en seconde période. A court terme, il complète le canal des prix d'actifs boursiers en passant par le coût du crédit, alors qu'à long terme il propage l'impulsion du canal du taux d'intérêt par l'intermédiaire du volume de crédits distribués au secteur privé. Selon Bertaut (2001), Ludwig et Slok (2002), l'existence d'un effet richesse agissant sur l'inflation à court terme via une **complémentarité entre les canaux des prix d'actifs et le canal du crédit**, peut justifier le maintien du rôle du canal du crédit au Royaume-Uni. Ces auteurs estiment qu'il est au moins deux fois plus important au Royaume-Uni, par rapport aux pays de l'Europe continentale. A long terme, la propagation des chocs monétaires le long du *spread* de termes modifie les conditions de demande de crédit. C'est l'accélérateur financier qui est davantage en cause en seconde période, puisque la transmission n'est pas impulsée de manière déterminante par un mécanisme de crédit à court ou à long terme.

Il faut aussi insister sur l'**influence croissante jouée à court terme par le canal direct du taux de change sur l'*output gap***. Le canal du change est une fonction croissante

du degré d'ouverture de l'économie. On le vérifie car c'est le Royaume-Uni qui enregistre le degré d'ouverture le plus important en moyenne sur les trois économies. Depuis 1985, il est 2,5 fois plus élevé que celui des Etats-Unis qui se permettent une politique de "douce insouciance" (*benign neglect*)²⁴ grâce à leur degré d'ouverture structurellement faible.

En ce qui concerne la France, l'importance jouée par le canal du crédit se maintient en changeant de nature entre la période (1967-1984) et (1984-2003). **Désormais la transmission par les prix a un poids plus imposant** dans les effets réels de la politique monétaire, notamment à court terme. Néanmoins, **le canal du crédit reste impulsé par le canal du taux d'intérêt**. Ceci justifie la situation mixte de la France entre les Etats-Unis et le Royaume-Uni.

Au total, selon les évolutions propres à chaque pays, les conclusions suivantes peuvent être avancées :

– Les autorités monétaires américaines n'ont pas d'arbitrage particulier à réaliser entre les mécanismes de transmission à court terme et à long terme. Dans le réseau complexe de chaînes de transmission, c'est principalement sur le canal du taux d'intérêt que la Réserve Fédérale doit compter pour pérenniser le succès de son pragmatisme monétaire.

– Les autorités britanniques devraient plutôt gérer à court terme d'une part, l'influence directe de la valeur externe de la monnaie sur l'*output gap*, et d'autre part, la complémentarité entre les prix d'actifs financiers et le coût du crédit pour maîtriser la variabilité de l'inflation. A long terme, l'influence du canal du taux d'intérêt sur le volume de crédits distribués est devenue le mécanisme clé de la transmission monétaire.

– La France qui enregistre l'inflation sous-jacente en moyenne la plus faible en seconde période (2,35 % contre 3 à 3,5 % aux Etats-Unis et au Royaume-Uni), n'a pas réellement besoin de cibler un mécanisme de transmission sur le long terme. En revanche, à court terme, elle doit compter principalement sur une transmission par les prix. Celle-ci se caractérise par une transmission induite qui est impulsée par le *spread* de termes et qui est propagée à la sphère réelle par les taux débiteurs.

²⁴Cela signifie que l'objectif de stabilité externe de la monnaie est moins primordial. Malgré les changes flexibles, l'importance du canal du change dans l'orientation de la politique monétaire est moins importante comparativement aux autres économies.

Le rôle du contexte financier et productif

La structure de financement se caractérise par le clivage suivant :

Tab. 23 Structure comparée de financement des économies

Types de financement	à taux fixes	à taux variables
bancaire	France	
par les marchés		Etats-Unis et Royaume-Uni

Tout dépend du caractère renégociable des modes de financement utilisé par les agents non financiers (ANF). On oppose les économies dont la structure d'endettement est majoritairement à taux fixes et les économies dont la dette des ANF est contractée à taux variables. Les taux fixes empêchent une répercussion immédiate des fluctuations du taux d'intérêt court sur les conditions de financement de l'activité économique. Plus les bilans des ANF contiennent de l'épargne réglementée, moins les institutions financières calquent l'évolution des conditions de financement sur les fluctuations de taux directement liées à la politique monétaire. Les produits d'épargne réglementée sont rigides dans la mesure où leurs taux de rémunération ne dépendent pas des conditions monétaires courantes. En cas de baisse des taux directeurs de la banque centrale, normalement le coût de l'emprunt devrait se réduire. Mais les taux fixes garantis par règlements conduisent les banques secondaires à ne pas répercuter la baisse afin de maintenir leurs marges. Cependant, l'accroissement de la concurrence entre intermédiaires financiers (IF) en seconde période limite l'influence défavorable du financement à taux fixes sur l'effectivité des canaux de transmission de la politique monétaire.

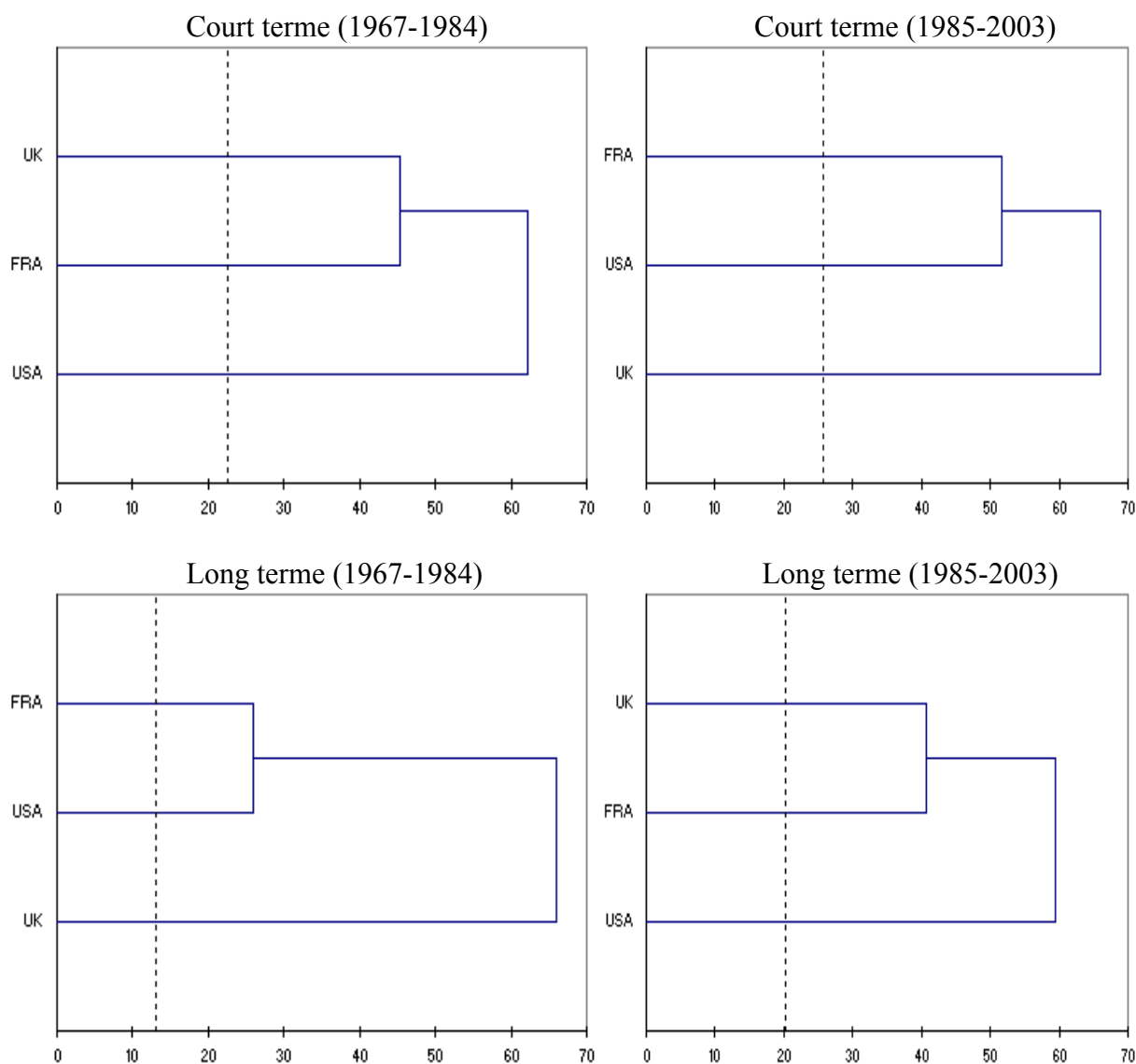
En outre, les variations du taux directeur de la banque centrale se transmettent aux autres taux d'intérêt de l'économie (taux d'intérêt long, taux débiteur pour la distribution de crédit). Plus une économie est financée par des supports de long terme, moins les chocs de politique monétaire auront un impact important et rapide. Or, dans les pays de tradition anglo-saxonne, l'essentiel des ressources des banques est généralement composé d'engagements à court terme rémunérés à taux variables.

Toutes les conditions sont donc réunies pour que l'effectivité de la transmission monétaire soit plus forte et rapide aux Etats-Unis et au Royaume-Uni par rapport à la France. Ceci est un élément explicatif du succès moins rapide de la politique monétaire en France.

Le fait que le financement de l'économie soit à taux fixes ou à taux variables, et fondé sur des produits de long ou de court terme, contribue à l'hétérogénéité de la transmission monétaire entre les pays.

Néanmoins, l'évolution du degré de capitalisation boursière est un facteur d'homogénéité. Entre les deux sous-périodes, la part du financement par les marchés s'est accrue dans les trois économies. En France, l'accroissement moyen est de 44 %, contre 36 % pour les Etats-Unis et 21 % pour le Royaume-Uni²⁵. Cette conclusion est validée par l'analyse contrefactuelle des proximités de transmission à partir du degré de capitalisation boursière.

Fig. 31 La proximité de la transmission monétaire (analyse contrefactuelle : capitalisation boursière)



Comparativement à la proximité globale de la transmission étudiée à la page 216, le fait d'omettre le degré moyen de capitalisation boursière accroît les dissimilarités entre pays. Ce ré-

²⁵ Il faut signaler que la France part d'un financement marchand plus faible en première période par rapport aux autres économies.

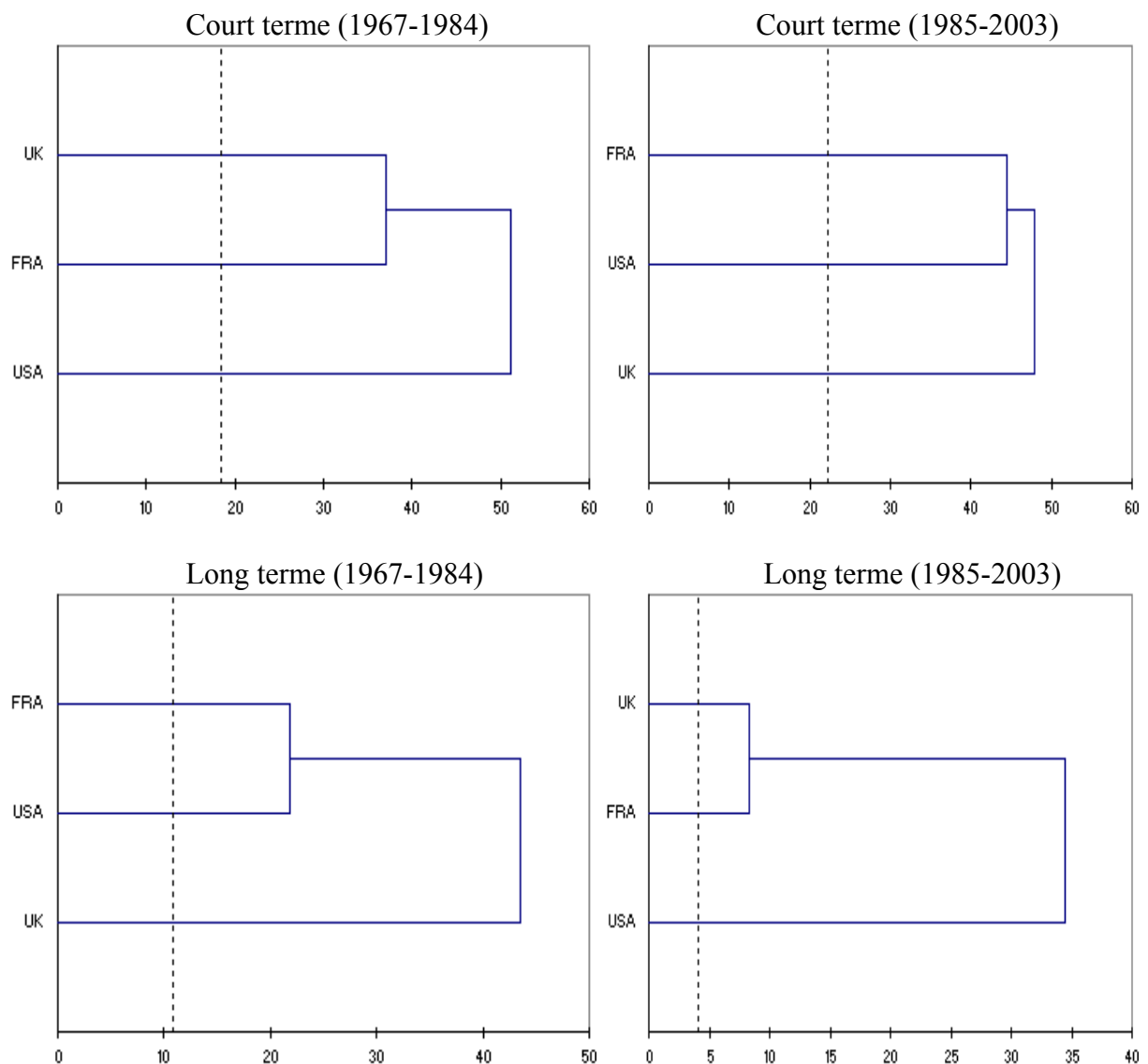
sultat suggère qu'il faut tempérer l'opposition entre les financements direct et indirect. Selon Boutillier et Bricongne (2006), l'arbitrage des ANF ne se résume plus à cette opposition, compte tenu du redéploiement d'activité des IF. Désormais, ils offrent des produits de financement de plus en plus sophistiqués et diversifiés. Les résultats sont conformes à une analyse sur données de panel de 150 pays réalisée par Demirguc-Kunt et Levine (2001). Ils démontrent que la structure de financement²⁶ ne détermine pas le niveau de l'inflation.

Fondamentalement, **la convergence des économies vers une structure de financement intermédié de plus en plus substituable au financement de marchés, permet une homogénéisation du contexte économique dans lequel la politique monétaire est appliquée.** Cette homogénéisation tend à minimiser les divergences d'effets réels de la politique monétaire. On peut donc affirmer qu'à long terme la structure de financement devrait de moins en moins être un facteur de dissimilarité de transmission monétaire entre les trois pays.

En ce qui concerne le degré d'ouverture de l'économie, la conclusion faite sur le rôle de la capitalisation boursière reste valable mais de manière nettement moins évidente. Plus précisément, **le degré d'ouverture est plutôt un faible facteur d'homogénéité de la transmission entre les économies.**

²⁶Ils opposent le financement direct par les marchés, au financement indirect auprès des IF.

Fig. 32 La proximité de la transmission monétaire (analyse contrefactuelle : degré d'ouverture)



Les dissimilarités de transmission n'évoluent guère, que le degré d'ouverture soit pris en compte ou non dans l'analyse de la proximité des trois pays. En réalité, le degré d'ouverture n'est important que dans la relation de l'économie avec l'extérieur. Il intervient dans la différence de structure de transmission qu'à travers le canal du change. Ce dernier apparaît comme un canal prioritaire que dans le cas du Royaume-Uni, pour lequel justement le degré d'ouverture est plus élevé.

Une explication supplémentaire de la relative neutralité du degré d'ouverture sur les proximités de transmission, tient la dimension internationale du canal du change. Il est censé agir avec retard par rapport aux autres canaux domestiques de transmission.

L'application sur des données américaines, françaises et britanniques, rend compte de toute la complexité de la transmission monétaire. Elle est fondée sur des liens de complémentarité entre les différents canaux qui donnent à cette transmission une caractéristique supermodulaire. La structure hiérarchique de l'effectivité de la transmission monétaire permet de synthétiser l'information sur l'ensemble des chaînes de transmission. Une rupture de cette structure apparaît au milieu des années 1980. Elle est concomitante à l'émergence d'un succès durable en matière de régulation monétaire. Cette rupture témoigne de l'instabilité de l'effectivité des mécanismes de transmission à travers le temps. Néanmoins, ce qui importe est surtout les modifications de structures de transmission. Chaque pays présente une structure particulière déterminée par les orientations et la crédibilité de politique monétaire, l'évolution des mécanismes clés de transmission, la structure de financement de l'économie. S'il n'y a pas d'arbitrage absolu intertemporel entre les différents canaux de transmission, les autorités monétaires de chaque pays peuvent connaître les mécanismes sur lesquels les chocs monétaires sont transmis de manière plus appropriée vers la sphère réelle.

Compléments techniques

Les résultats des tests de racines unitaires pour l'application du chapitre 4 sont les suivants :

Tab. 24 Test de KPSS

USA									
	niveau	I(1)	conclusion		niveau	I(1)	conclusion	Valeurs critiques	
ACTION	0,87	0,15	I(1)	PIB	1,41	0,04	I(1)	η_μ	0,74 0,46 0,34
CONSO	1,42	0,04	I(1)	TDEB	0,60	0,10	I(1)**		
CREPRIV	1,31	0,07	I(1)	TDIC	0,14	0,07	I(1)***		
FBCF	1,29	0,05	I(1)	TDIL	0,43	0,06	I(1)***	η_τ	0,22 0,15 0,12
ITDR	0,69	0,17	I(1)**	TP	0,63	0,07	I(1)**		
UK									
	niveau	I(1)	conclusion		niveau	I(1)	conclusion	Valeurs critiques	
ACTION	0,91	0,10	I(1)	PIB	0,61	0,08	I(1)**	η_μ	0,74 0,46 0,34
CONSO	0,74	0,07	I(1)	TDEB	0,60	0,10	I(1)**		
CREPRIV	1,30	0,09	I(1)	TDIC	0,59	0,10	I(1)**		
FBCF	0,13	0,04	I(1)***	TDIL	0,43	0,10	I(1)***	η_τ	0,22 0,15 0,12
ITDR	1,26	0,47	I(1)*	TP	0,69	0,09	I(1)**		
FRA									
	niveau	I(1)	conclusion		niveau	I(1)	conclusion	Valeurs critiques	
ACTION	0,89	0,08	I(1)	PIB	0,80	0,06	I(1)	η_μ	0,74 0,46 0,34
CONSO	0,18	0,05	I(1)**	TDEB	1,01	0,13	I(1)		
CREPRIV	1,18	0,18	I(1)	TDIC	0,55	0,15	I(1)**		
FBCF	0,15	0,05	I(1)	TDIL	0,74	0,14	I(1)**	η_τ	0,22 0,15 0,12
ITDR	1,25	0,62	I(1)	TP	0,78	0,23	I(1)		

* : 1 %, ** : 5 %, *** : 10 %

Tab. 25 Test de NP (Etats-Unis)

ACTION	niveau	I(1)	conclusion	CONSO	niveau	I(1)	conclusion	CREPRIV	niveau	I(1)	conclusion
MZa	-1,91	-63,34	I(1)	MZa	1,77	-73,34	I(1)	MZa	1,54	-26,64	I(1)
MZt	-0,86	-5,59		MZt	5,28	-6,05		MZt	2,02	-3,65	
MSB	0,45	0,09		MSB	2,97	0,08		MSB	1,30	0,14	
MPT	11,43	0,47	MPT	658,67	0,35	MPT	126,93	0,92			
FBCF	niveau	I(1)	conclusion	ITDR	niveau	I(1)	conclusion	PIB	niveau	I(1)	conclusion
MZa	0,91	-61,83	I(1)	MZa	-1,91	-33,95	I(1)	MZa	1,62	-57,04	I(1)
MZt	0,90	-5,56		MZt	-0,94	-4,12		MZt	3,79	-5,34	
MSB	0,99	0,09		MSB	0,49	0,12		MSB	2,34	0,09	
MPT	66,85	0,40	MPT	12,73	0,73	MPT	397,71	0,43			
TDEB	niveau	I(1)	conclusion	TDIC	niveau	I(1)	conclusion	TDIL	niveau	I(1)	conclusion
MZa	-8,70	-48,78	I(1)	MZa	-14,15	-31,25	I(1)	MZa	-9,87	-49,01	I(1)
MZt	-2,06	-4,92		MZt	-2,60	-3,94		MZt	-2,22	-4,90	
MSB	0,24	0,10		MSB	0,18	0,13		MSB	0,22	0,10	
MPT	2,91	0,56	MPT	6,85	3,01	MPT	2,50	0,62			
TP	niveau	I(1)	conclusion	Valeurs critiques (η_μ) : 1 %, 5 %, 10 %			Valeurs critiques (η_τ) : 1 %, 5 %, 10 %				
MZa	-8,19	-49,81	I(1)	MZa	-13,80	-8,10	-5,70	MZa	-23,80	-17,03	-14,20
MZt	-2,02	-4,95		MZt	-2,58	-1,98	-1,62	MZt	-3,42	-2,91	-2,62
MSB	0,25	0,10		MSB	0,17	0,23	0,28	MSB	0,14	0,17	0,19
MPT	3,00	0,60	MPT	1,78	3,17	4,45	MPT	4,03	5,48	6,67	

Tab. 26 Test de NP (Royaume-Uni)

<i>ACTION</i>	<i>niveau</i>	<i>I(1)</i>	<i>conclusion</i>	<i>CONSO</i>	<i>niveau</i>	<i>I(1)</i>	<i>conclusion</i>	<i>CREPRIV</i>	<i>niveau</i>	<i>I(1)</i>	<i>conclusion</i>
<i>MZa</i>	-1,62	-54,12	I(1)	<i>MZa</i>	-13,53	-52,63	I(1)	<i>MZa</i>	1,01	-114,61	I(1)
<i>MZt</i>	-0,70	-5,19		<i>MZt</i>	-2,57	-5,11		<i>MZt</i>	0,87	-7,57	
<i>MSB</i>	0,43	0,10		<i>MSB</i>	0,19	0,10		<i>MSB</i>	0,86	0,07	
<i>MPT</i>	11,85	0,48		<i>MPT</i>	6,94	1,82		<i>MPT</i>	53,26	0,21	
<i>FBCF</i>	<i>niveau</i>	<i>I(1)</i>	<i>conclusion</i>	<i>ITDR</i>	<i>niveau</i>	<i>I(1)</i>	<i>conclusion</i>	<i>PIB</i>	<i>niveau</i>	<i>I(1)</i>	<i>conclusion</i>
<i>MZa</i>	-11,55	-71,72	I(1)	<i>MZa</i>	0,76	-126,13	I(1)	<i>MZa</i>	-8,83	-53,76	I(1)
<i>MZt</i>	-2,37	-5,99		<i>MZt</i>	1,49	-7,93		<i>MZt</i>	-1,93	-5,17	
<i>MSB</i>	0,21	0,08		<i>MSB</i>	1,95	0,06		<i>MSB</i>	0,22	0,10	
<i>MPT</i>	8,04	1,28		<i>MPT</i>	234,32	0,21		<i>MPT</i>	3,42	0,50	
<i>TDEB</i>	<i>niveau</i>	<i>I(1)</i>	<i>conclusion</i>	<i>TDIC</i>	<i>niveau</i>	<i>I(1)</i>	<i>conclusion</i>	<i>TDIL</i>	<i>niveau</i>	<i>I(1)</i>	<i>conclusion</i>
<i>MZa</i>	-8,46	-19,59	I(1)	<i>MZa</i>	-8,58	-19,96	I(1)	<i>MZa</i>	-12,69	-8,63	I(0)**
<i>MZt</i>	-2,05	-3,10		<i>MZt</i>	-2,06	-3,15		<i>MZt</i>	-2,51	-2,04	
<i>MSB</i>	0,24	0,16		<i>MSB</i>	0,24	0,16		<i>MSB</i>	0,20	0,24	
<i>MPT</i>	2,91	1,34		<i>MPT</i>	2,88	1,27		<i>MPT</i>	1,96	3,00	
<i>TP</i>	<i>niveau</i>	<i>I(1)</i>	<i>conclusion</i>	Valeurs critiques (η_μ) : 1 %, 5 %, 10 %			Valeurs critiques (η_τ) : 1 %, 5 %, 10 %				
<i>MZa</i>	-6,87	-16,98	I(1)	<i>MZa</i>	-13,80	-8,10	-5,70	<i>MZa</i>	-23,80	-17,03	-14,20
<i>MZt</i>	-1,85	-2,88		<i>MZt</i>	-2,58	-1,98	-1,62	<i>MZt</i>	-3,42	-2,91	-2,62
<i>MSB</i>	0,27	0,17		<i>MSB</i>	0,17	0,23	0,28	<i>MSB</i>	0,14	0,17	0,19
<i>MPT</i>	3,58	1,56		<i>MPT</i>	1,78	3,17	4,45	<i>MPT</i>	4,03	5,48	6,67

Tab. 27 Test de NP (France)

<i>ACTION</i>	<i>niveau</i>	<i>I(1)</i>	<i>conclusion</i>	<i>CONSO</i>	<i>niveau</i>	<i>I(1)</i>	<i>conclusion</i>	<i>CREPRIV</i>	<i>niveau</i>	<i>I(1)</i>	<i>conclusion</i>
<i>MZa</i>	-3,29	-72,69	I(1)	<i>MZa</i>	-6,11	-75,73	I(1)	<i>MZa</i>	0,58	-56,83	I(1)
<i>MZt</i>	-1,21	-5,97		<i>MZt</i>	-1,69	-6,15		<i>MZt</i>	0,61	-5,32	
<i>MSB</i>	0,37	0,08		<i>MSB</i>	0,28	0,08		<i>MSB</i>	1,07	0,09	
<i>MPT</i>	7,39	0,47		<i>MPT</i>	14,87	1,22		<i>MPT</i>	71,67	0,46	
<i>FBCF</i>	<i>niveau</i>	<i>I(1)</i>	<i>conclusion</i>	<i>ITDR</i>	<i>niveau</i>	<i>I(1)</i>	<i>conclusion</i>	<i>PIB</i>	<i>niveau</i>	<i>I(1)</i>	<i>conclusion</i>
<i>MZa</i>	-6,65	-77,19	I(1)	<i>MZa</i>	0,75	-84,82	I(1)	<i>MZa</i>	-1,04	-100,30	I(1)
<i>MZt</i>	-1,77	-6,21		<i>MZt</i>	1,58	-6,51		<i>MZt</i>	-0,49	-7,07	
<i>MSB</i>	0,27	0,08		<i>MSB</i>	2,12	0,08		<i>MSB</i>	0,47	0,07	
<i>MPT</i>	13,74	1,20		<i>MPT</i>	277,99	0,29		<i>MPT</i>	14,68	0,27	
<i>TDEB</i>	<i>niveau</i>	<i>I(1)</i>	<i>conclusion</i>	<i>TDIC</i>	<i>niveau</i>	<i>I(1)</i>	<i>conclusion</i>	<i>TDIL</i>	<i>niveau</i>	<i>I(1)</i>	<i>conclusion</i>
<i>MZa</i>	-1,86	-21,82	I(1)	<i>MZa</i>	-7,16	-25,16	I(1)	<i>MZa</i>	-4,70	-23,74	I(1)
<i>MZt</i>	-0,89	-3,29		<i>MZt</i>	-1,85	-3,54		<i>MZt</i>	-1,52	-3,28	
<i>MSB</i>	0,48	0,15		<i>MSB</i>	0,26	0,14		<i>MSB</i>	0,32	0,14	
<i>MPT</i>	12,26	1,17		<i>MPT</i>	3,58	1,01		<i>MPT</i>	5,23	1,24	
<i>TP</i>	<i>niveau</i>	<i>I(1)</i>	<i>conclusion</i>	Valeurs critiques (η_μ) : 1 %, 5 %, 10 %			Valeurs critiques (η_τ) : 1 %, 5 %, 10 %				
<i>MZa</i>	-2,56	-39,85	I(1)	<i>MZa</i>	-13,80	-8,10	-5,70	<i>MZa</i>	-23,80	-17,03	-14,20
<i>MZt</i>	-1,12	-4,45		<i>MZt</i>	-2,58	-1,98	-1,62	<i>MZt</i>	-3,42	-2,91	-2,62
<i>MSB</i>	0,44	0,11		<i>MSB</i>	0,17	0,23	0,28	<i>MSB</i>	0,14	0,17	0,19
<i>MPT</i>	9,56	0,65		<i>MPT</i>	1,78	3,17	4,45	<i>MPT</i>	4,03	5,48	6,67

Les tableaux utilisés pour réaliser les classifications ascendantes hiérarchiques sont les suivants :

Tab.28 Tableau des valeurs pour la classification hiérarchique ascendante (court terme)

	Court terme 1967-1984			Court terme 1985-2003		
	USA	FRA	UK	USA	FRA	UK
TDIC → TDIL, TDIL → PIB	0,00	0,00	62,02	28,64	0,00	0,00
TDIC → CREPRIV, CREPRIV → PIB	7,30	28,67	23,45	31,59	47,62	0,00
TDIC → TDEB, TDEB → PIB	35,35	0,00	11,98	0,00	0,00	0,00
TDIC → ACTION, ACTION → PIB	17,70	0,00	0,00	0,00	0,00	41,03
TDIC → ITDR, ITDR → PIB	0,00	0,00	49,94	1,84	0,00	45,75
TDIC → TDIL, TDIL → CREPRIV, CREPRIV → PIB	0,00	36,29	19,32	0,00	0,00	39,25
TDIC → TDIL, TDIL → TDEB, TDEB → PIB	0,00	0,00	16,19	0,00	26,37	0,00
TDIC → TDIL, TDIL → ACTION, ACTION → PIB	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	42,16
TDIC → TDIL, TDIL → ITDR, ITDR → PIB	0,00	0,00	0,00	32,01	0,00	0,00
TDIC → CREPRIV, CREPRIV → TDEB, TDEB → PIB	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
TDIC → CREPRIV, CREPRIV → ACTION, ACTION → PIB	0,00	0,00	50,40	0,00	47,77	14,08
TDIC → CREPRIV, CREPRIV → ITDR, ITDR → PIB	0,00	0,00	0,00	17,74	0,00	42,12
TDIC → TDEB, TDEB → ACTION, ACTION → PIB	2,87	0,00	0,00	0,00	0,00	24,11
TDIC → TDEB, TDEB → ITDR, ITDR → PIB	0,00	0,00	0,00	49,46	0,00	0,00
TDIC → ACTION, ACTION → ITDR, ITDR → PIB	0,00	0,00	0,00	10,85	0,00	16,89
TDIC → CREPRIV, CREPRIV → TDIL, TDIL → PIB	0,00	0,00	0,00	6,19	0,00	0,00
TDIC → TDEB, TDEB → TDIL, TDIL → PIB	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
TDIC → ACTION, ACTION → TDIL, TDIL → PIB	0,00	0,00	3,10	0,00	69,52	0,00
TDIC → ACTION, ACTION → TDIL, TDIL → TP	3,92	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
TDIC → ITDR, ITDR → TDIL, TDIL → PIB	9,79	0,00	57,19	0,00	0,00	0,00
TDIC → TDEB, TDEB → CREPRIV, CREPRIV → PIB	11,55	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
TDIC → ACTION, ACTION → CREPRIV, CREPRIV → PIB	18,17	0,00	40,44	0,00	20,33	0,00
TDIC → ITDR, ITDR → CREPRIV, CREPRIV → PIB	0,00	29,74	17,22	4,20	0,00	0,00
TDIC → ACTION, ACTION → TDEB, TDEB → PIB	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
TDIC → ITDR, ITDR → TDEB, TDEB → PIB	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
TDIC → ITDR, ITDR → ACTION, ACTION → PIB	0,00	43,98	45,49	47,24	0,00	9,21
TDIC → TDIL, TDIL → TP	0,00	13,75	0,00	30,85	0,00	0,00
TDIC → CREPRIV, CREPRIV → TP	29,95	5,66	48,74	0,00	9,01	49,75
TDIC → TDEB, TDEB → TP	8,70	14,11	42,61	0,00	5,14	5,60
TDIC → ACTION, ACTION → TP	11,08	0,00	0,00	0,00	0,00	0,37
TDIC → ITDR, ITDR → TP	0,00	0,00	3,73	0,00	0,00	0,00
TDIC → TDIL, TDIL → CREPRIV, CREPRIV → TP	0,00	8,45	34,30	21,91	55,38	6,05
TDIC → TDIL, TDIL → TDEB, TDEB → TP	0,00	5,48	13,32	0,00	0,00	0,00
TDIC → TDIL, TDIL → ACTION, ACTION → TP	0,00	0,00	25,46	0,00	0,00	50,81
TDIC → TDIL, TDIL → ITDR, ITDR → TP	0,00	17,75	0,00	0,00	23,84	57,28
TDIC → CREPRIV, CREPRIV → TDEB, TDEB → TP	18,69	9,24	5,86	47,29	11,69	9,36
TDIC → CREPRIV, CREPRIV → ACTION, ACTION → TP	37,68	0,00	0,00	1,83	0,00	0,00
TDIC → CREPRIV, CREPRIV → ITDR, ITDR → TP	22,59	2,87	9,21	2,61	0,87	41,18
TDIC → TDEB, TDEB → ACTION, ACTION → TP	4,86	0,00	0,00	7,29	0,00	9,95
TDIC → TDEB, TDEB → ITDR, ITDR → TP	1,58	0,00	48,98	0,00	0,00	0,00
TDIC → ACTION, ACTION → ITDR, ITDR → TP	0,00	0,00	14,40	2,05	12,77	0,00
TDIC → CREPRIV, CREPRIV → TDIL, TDIL → TP	0,00	33,38	0,83	5,00	33,75	7,33
TDIC → TDEB, TDEB → TDIL, TDIL → TP	0,00	0,00	0,00	0,00	21,91	0,00
TDIC → ACTION, ACTION → TDIL, TDIL → TP	0,00	0,00	15,76	0,00	0,00	14,40
TDIC → ITDR, ITDR → TDIL, TDIL → TP	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	53,81
TDIC → TDEB, TDEB → CREPRIV, CREPRIV → TP	5,31	0,00	0,00	0,00	1,34	0,00
TDIC → ACTION, ACTION → CREPRIV, CREPRIV → TP	0,00	0,00	0,00	0,32	0,00	0,00
TDIC → ITDR, ITDR → CREPRIV, CREPRIV → TP	0,00	5,11	40,66	0,00	2,16	66,14
TDIC → ACTION, ACTION → TDEB, TDEB → TP	0,00	0,00	0,00	12,85	0,00	0,00
TDIC → ITDR, ITDR → TDEB, TDEB → TP	31,21	0,00	10,53	0,00	0,00	12,94
TDIC → ITDR, ITDR → ACTION, ACTION → TP	31,21	0,00	10,53	0,00	0,00	12,94
AmpmoyPIBt	0,02	0,08	0,08	0,01	0,07	0,05
AmpmoyTPt	0,93	0,38	1,57	0,44	0,19	0,67
MoyTPp	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
CroissPIBt	0,53	3,12	2,16	-0,76	-2,24	-2,24
CroissTPt	0,35	7,40	-0,93	-0,33	-1,92	-1,92
CroissTPp	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
MoyCapital	39,78	33,80	110,11	53,97	48,51	133,05
MoyOPEN	7,62	18,57	25,05	10,80	22,89	26,90

Tab. 29 Tableau des valeurs pour la classification hiérarchique ascendante (long terme)

	Long terme 1967-1984			Long terme 1985-2003		
	USA	FRA	UK	USA	FRA	UK
TDIC → TDIL, TDIL → PIB	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
TDIC → CREPRIV, CREPRIV → PIB	0,00	0,00	1,52	0,00	0,00	1,52
TDIC → TDEB, TDEB → PIB	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
TDIC → ACTION, ACTION → PIB	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
TDIC → ITDR, ITDR → PIB	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
TDIC → TDIL, TDIL → CREPRIV, CREPRIV → PIB	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
TDIC → TDIL, TDIL → TDEB, TDEB → PIB	0,00	0,00	49,55	0,00	0,00	0,00
TDIC → TDIL, TDIL → ACTION, ACTION → PIB	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
TDIC → TDIL, TDIL → ITDR, ITDR → PIB	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
TDIC → CREPRIV, CREPRIV → TDEB, TDEB → PIB	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
TDIC → CREPRIV, CREPRIV → ACTION, ACTION → PIB	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
TDIC → CREPRIV, CREPRIV → ITDR, ITDR → PIB	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
TDIC → TDEB, TDEB → ACTION, ACTION → PIB	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
TDIC → TDEB, TDEB → ITDR, ITDR → PIB	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	27,91
TDIC → ACTION, ACTION → ITDR, ITDR → PIB	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
TDIC → CREPRIV, CREPRIV → TDIL, TDIL → PIB	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
TDIC → TDEB, TDEB → TDIL, TDIL → PIB	0,00	0,00	36,23	0,00	0,00	0,00
TDIC → ACTION, ACTION → TDIL, TDIL → PIB	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
TDIC → ACTION, ACTION → TDIL, TDIL → TP	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
TDIC → ITDR, ITDR → TDIL, TDIL → PIB	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
TDIC → TDEB, TDEB → CREPRIV, CREPRIV → PIB	0,00	19,44	0,00	0,00	0,00	39,60
TDIC → ACTION, ACTION → CREPRIV, CREPRIV → PIB	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
TDIC → ITDR, ITDR → CREPRIV, CREPRIV → PIB	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
TDIC → ACTION, ACTION → TDEB, TDEB → PIB	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
TDIC → ITDR, ITDR → TDEB, TDEB → PIB	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
TDIC → ITDR, ITDR → ACTION, ACTION → PIB	0,00	0,00	6,52	0,00	0,00	6,52
TDIC → TDIL, TDIL → TP	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
TDIC → CREPRIV, CREPRIV → TP	66,44	50,74	0,00	25,91	0,00	0,00
TDIC → TDEB, TDEB → TP	0,00	0,00	16,82	0,00	0,00	16,82
TDIC → ACTION, ACTION → TP	0,00	0,00	29,34	0,00	0,00	29,34
TDIC → ITDR, ITDR → TP	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	54,63
TDIC → TDIL, TDIL → CREPRIV, CREPRIV → TP	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
TDIC → TDIL, TDIL → TDEB, TDEB → TP	0,00	0,00	0,00	67,95	0,00	0,00
TDIC → TDIL, TDIL → ACTION, ACTION → TP	0,00	49,94	2,28	0,00	0,00	0,00
TDIC → TDIL, TDIL → ITDR, ITDR → TP	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
TDIC → CREPRIV, CREPRIV → TDEB, TDEB → TP	7,38	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
TDIC → CREPRIV, CREPRIV → ACTION, ACTION → TP	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
TDIC → CREPRIV, CREPRIV → ITDR, ITDR → TP	0,00	0,00	5,33	0,00	0,00	0,00
TDIC → TDEB, TDEB → ACTION, ACTION → TP	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
TDIC → TDEB, TDEB → ITDR, ITDR → TP	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
TDIC → ACTION, ACTION → ITDR, ITDR → TP	39,20	0,00	6,55	0,00	0,00	0,00
TDIC → CREPRIV, CREPRIV → TDIL, TDIL → TP	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
TDIC → TDEB, TDEB → TDIL, TDIL → TP	0,00	0,00	0,00	0,00	0,19	0,00
TDIC → ACTION, ACTION → TDIL, TDIL → TP	0,00	23,42	0,00	0,00	0,00	0,00
TDIC → ITDR, ITDR → TDIL, TDIL → TP	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
TDIC → TDEB, TDEB → CREPRIV, CREPRIV → TP	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
TDIC → ACTION, ACTION → CREPRIV, CREPRIV → TP	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
TDIC → ITDR, ITDR → CREPRIV, CREPRIV → TP	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
TDIC → ACTION, ACTION → TDEB, TDEB → TP	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
TDIC → ITDR, ITDR → TDEB, TDEB → TP	0,00	0,00	0,00	17,33	0,00	0,00
TDIC → ITDR, ITDR → ACTION, ACTION → TP	0,00	0,00	0,00	17,33	0,00	0,00
AmpmoyPIBt	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
AmpmoyTPt	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
MoyTPp	6,68	8,79	10,39	3,13	3,86	2,35
CroissPIBt	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
CroissTPt	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
CroissTPp	0,10	0,32	1,41	-0,32	-0,84	-1,48
MoyCapital	39,78	33,80	110,11	53,97	48,51	133,05
MoyOPEN	7,62	18,57	25,05	10,80	22,89	26,90

Conclusion

L'application sur données américaines françaises et britanniques du protocole de mesure de l'effectivité des canaux de transmission de la politique monétaire révèle la robustesse de la méthode à traduire les évolutions historiques récentes. La rupture dans les effets réels de la politique monétaire se repère non seulement, en regardant les évolutions par composantes temporelles des variables, mais aussi, au niveau des modifications de structures hiérarchiques des mécanismes de transmission. Ces évolutions participent à la scission autour de l'année 1985 entre, une période d'instabilité macroéconomique et d'inflation non maîtrisée (avant 1985), et une phase de régulation monétaire réussie. Les justifications possibles à ces évolutions tiennent au revirement de stratégie politique. Une certitude est que l'abandon d'une cible de croissance monétaire au profit d'une régulation par les taux d'intérêt a contribué significativement à améliorer l'efficacité de la régulation monétaire. Les interventions réglées et de plus en plus crédibles des autorités monétaires modifient la structure et l'effectivité intertemporelle des mécanismes de transmission, en fonction du contexte économique sur lequel la politique monétaire s'exerce. Ce contexte se caractérise notamment par des divergences de structure de financement des activités réelles. Il en résulte une hétérogénéité dans l'évolution de la transmission monétaire entre les pays. Celle-ci interdit d'établir toute règle absolue de focalisation sur un canal de transmission monétaire pour guider la sphère réelle à travers la politique monétaire.

L'ensemble du protocole permet de lever les doutes relatifs à l'effectivité des canaux de transmission à l'échelle macroéconomique. Tous les canaux agissent mais avec une effectivité instable dans le temps. Pour dégager les mécanismes clés de transmission dans un contexte économique donné, il est nécessaire de s'appuyer sur la structure hiérarchique nationale de l'effectivité, tout en étudiant les proximités internationales de transmission.

Toutefois, le protocole de mesure est appliqué de manière statique (deux sous-périodes), alors que l'on met en évidence une absence d'inertie dans la structure et dans l'effectivité de la transmission monétaire. Une extension dynamique permettrait un supplément de précisions sur l'analyse réalisée. Cette extension ne saurait être possible sans avoir prouvé au préalable la validité statistique de la méthode, et sans l'avoir confrontée économiquement sur la rupture des années 1980.

Conclusion Générale

Quatre canaux directs de transmission monétaire sont plus traditionnellement étudiés dans la théorie économique : le canal du taux d'intérêt, le canal du crédit, celui des prix d'actifs notamment boursiers, le canal du taux de change. L'état de la connaissance théorique à leur sujet est relativement avancé. Les mécanismes animant ces canaux font l'objet d'un large consensus entre les économistes.

Pour autant, ils ne doivent pas être appréhendés de manière cloisonnée, puisqu'il existe des liaisons complémentaires entre eux. Elles se manifestent à travers la transmission monétaire induite. Cette dernière se caractérise par des mécanismes d'impulsion et de propagation des fluctuations monétaires vers la sphère réelle. Le double mouvement "impulsion-propagation" implique des variables de transmission différentes. Contrairement à la transmission directe, les mécanismes induits existent dans une plus grande mesure grâce aux anticipations des agents sur les effets potentiels de la politique monétaire. On recense donc une multitude de mécanismes constitutifs des canaux de transmission de la politique monétaire. Aussi, peut-on dire que la transmission monétaire présente une complexité largement sous-estimée par les seuls fondements théoriques des canaux directs.

La question de la mesure de l'effectivité empirique des canaux de transmission se pose alors. Pour rendre compte de toute la complexité de cette transmission, il faut pouvoir mesurer l'intensité macroéconomique des mécanismes à la fois directs et induits. L'impératif d'enrichissement de la connaissance empirique de la transmission monétaire s'impose d'autant plus que, à l'échelle macroéconomique, des incertitudes empiriques portent sur l'intensité de transmission de chaque canal.

La réponse à ces doutes suppose de lever des difficultés méthodologiques liées aux analyses empiriques de la transmission. La mesure de l'intensité des différents canaux peut apparaître approximative, dès lors qu'il s'agit de raisonner pleinement à l'échelle macroéconomique.

La causalité économétrique est une voie opportune pour traiter des mécanismes de transmission entre variables économiques. L'étude des forces et faiblesses des diverses procédures causales existantes permet de définir les critères nécessaires à un bon protocole de mesure de l'effectivité macroéconomique des canaux de transmission de la politique monétaire.

L'argument principal du choix d'une approche temporelle plutôt que fréquentielle réside dans les difficultés liées à la mesure de l'intensité de la relation entre des variables de sphères

différentes à partir de données macroéconomiques discontinues. En économétrie des séries temporelles, parmi toutes les mesures de liaison entre variables, la causalité au sens de Granger s'impose par rapport à celle de Sims, car la transmission est un phénomène exclusivement non instantanée (la causalité au sens de Sims mélange les causalités immédiate et non instantanée). Par ailleurs, les chaînes de transmission monétaire font toujours intervenir des ensembles de trois à quatre variables qui peuvent interagir entre elles. Ce constat impose une étude empirique sur séries temporelles, à partir d'un système multivarié non contraint, liant les variables constitutives d'une chaîne de transmission monétaire.

On a pesé les avantages et les inconvénients de chaque procédure causale. On en retient les aspects indispensables à respecter pour toute procédure causale précise mais adaptée à l'analyse empirique de la transmission. Les principes qui fondent le choix de la procédure causale sont les suivants :

- le respect du principe d'efficacité de la mesure économétrique ;
- le souci d'une mesure cohérente de la transmission, qu'il s'agisse du court ou de long terme ;
- la recherche d'une capacité à traiter empiriquement la transmission entre des variables de sphères économiques différentes, quelle que soit leur nature plus ou moins volatile ou stationnaire.

Il en résulte un protocole de mesure inédit.

Il s'agit dans une première étape d'effectuer une décomposition par modélisation structurelle à composantes inobservables de toutes les variables susceptibles de participer à un mécanisme théorique de transmission. On se retrouve avec des composantes transitoires par définition stationnaires et des composantes persistantes par définition non stationnaires. Cette décomposition est impérative afin d'être certain de séparer les dynamiques de court terme de la transmission des dynamiques de long terme. Les tests sont donc menés respectivement sur la composante transitoire et persistante.

Dans une deuxième étape, il faut appliquer le test de Toda, Yamamoto, Dolado et Lütkepohl (1995-1996) à chaque chaîne théorique de transmission. Les résultats des tests de causalité permettent d'établir la structure de la transmission monétaire ; à savoir les relations existantes entre les divers mécanismes effectifs.

Par simulation de Monte Carlo, on a prouvé la validité du test sur une chaîne de transmission, même en échantillon réduit (autour de 70 observations au minimum), à condition de raisonner de préférence au seuil de 5 %.

La troisième étape consiste à calculer le coefficient d'intensité causale – *CIC* – des chaînes de transmission pour lesquelles l'existence n'a pas pu être mise en défaut dans l'étape précédente.

Par simulation de Monte Carlo, on a démontré que le *CIC* est particulièrement adaptée aux interrogations pratiques des économistes. Il s'agit d'une mesure qui respecte toutes les règles de qualité définies par Geweke (1982). Le calcul du *CIC* est fondé sur deux indicateurs. Le premier est un degré de présomption que la chaîne de transmission est bien une séquence de relations causales entre des variables monétaires et réelles. Le second indicateur inclut une mesure de l'intensité de la relation entre les variables situées aux deux bouts de la chaîne de transmission. Le *CIC* consiste à pondérer le premier indicateur par le second.

Par conséquent, on est allé au-delà de la simple preuve de l'existence d'un mécanisme de transmission. On propose une mesure de son intensité. Cette mesure est d'autant plus opportune qu'elle peut être aisément transposable à d'autres champs que celui de l'économie monétaire. Cette transposition est envisageable dès lors que l'on traite de problématique de causalité, de transmission voire de contagion.

La complexité de la transmission monétaire fait qu'en réalité il n'est pas possible d'exploiter simultanément toute l'information issue des mesures d'effectivité. En effet, la complexité est synonyme d'une forte densité du réseau de relations causales qui fonde la transmission monétaire. Il est donc nécessaire de pouvoir synthétiser les informations obtenues.

Il s'agit de la dernière étape de l'étude de l'effectivité empirique de la transmission monétaire. La structure hiérarchique de la transmission monétaire, l'étude des proximités internationales de transmission, l'analyse contrefactuelle de ces proximités permettent de dégager les mécanismes clés qui font le succès d'une transmission monétaire.

Un certain nombre de leçons doivent être retenues de l'ensemble de cette thèse.

D'un point de vue théorique, la structure complexe de la transmission monétaire liée à la complémentarité des canaux directs laisse entrevoir que cette transmission est un phénomène à structure supermodulaire. Cela signifie que l'ensemble des canaux de transmission considéré simultanément a une effectivité plus importante que la "somme" des mécanismes de transmission considérée séparément. Il s'agit d'une voie de modélisation non exploitée à ce jour en économie monétaire.

D'un point de vue empirique, on répond à une difficulté de Geweke (1982) relative à la mesure d'une intensité causale sur données non stationnaires. L'originalité de la procédure

vient d'un travail sans différentiation, que les séries soient plus ou moins stationnaires ou volatiles. L'universalité d'application de la procédure à n'importe quel contexte et à n'importe quelle série, ouvre des perspectives de comparaison internationale plus large des effets de la politique monétaire sur la sphère réelle.

D'un point de vue politique, on revisite avec une certaine cohérence par rapport aux faits, les résultats du revirement des années 1980. Les leçons à retenir sont les suivantes :

- L'ensemble du protocole permet de lever les doutes relatifs à l'effectivité des canaux de transmission à l'échelle macroéconomique. Ils agissent tous sans exception à travers le temps. Simplement, l'effectivité évolue différemment selon les pays. Il en est de même pour la structure d'appareillement des canaux de transmission directe et induite.

- Le protocole de mesure et d'étude de l'effectivité des mécanismes de transmission est robuste pour expliquer les faits de politique monétaire majeure des trente dernières années. Depuis le début des années 1980, aux Etats-Unis, au Royaume-Uni et en France, le nouveau mode de régulation monétaire est davantage tourné vers une cible d'inflation, avec une intervention de la banque centrale fondée sur le maniement des taux d'intérêt. Une certitude est que l'abandon des régimes de croissance monétaire a été toujours bénéfique à l'amélioration des résultats de la régulation monétaire. Ce revirement de stratégie politique a modifié la structure des mécanismes de transmission autour de l'année 1985. Avant cette date, la politique monétaire est déstabilisante pour l'activité économique réelle en raison d'une politique discrétionnaire temporellement incohérente. Le recours croissant à une politique de règle, couplée à une plus forte responsabilité dévolue aux banques centrales, a sensiblement contribué à une maîtrise durable de l'*output gap* et de l'inflation.

- Dans les faits, la transmission monétaire agit principalement à long terme sur le niveau général des prix, alors que l'*output gap* et la variabilité de l'inflation ne sont gérables par la banque centrale qu'à court terme.

- La structure et l'effectivité de la transmission sont instables à travers le temps. Le travail empirique a été abordé sous l'angle d'une statique comparative (analyse par sous-périodes). Il faudrait imaginer une lecture dynamique du protocole pour aller plus loin dans l'enrichissement de la connaissance empirique de la transmission. Cette lecture dynamique peut être réalisée en temps discontinu ou en temps continu. Dans ce dernier cas, il faudrait passer à une modélisation conforme aux travaux de Gandolfo (1993). La comparaison des coûts et des bénéfices d'une approche en temps continu par rapport à une vision dynamique

sur données discontinues serait intéressante à entreprendre. Le but serait d'arbitrer entre les deux approches dynamiques, tout en restant cohérent par rapport au souci d'efficacité de la mesure empirique.

– Il n'existe pas d'arbitrage absolu possible entre les différents canaux de transmission que les autorités monétaires pourraient réaliser. En revanche, en fonction de la structure propre de transmission et de la structure de financement d'une économie, il est désormais possible d'extraire les mécanismes clés qui aident à minimiser le *trade off* inhérent à la transmission monétaire. Plus précisément, on peut détecter dans le réseau de transmission les mécanismes les plus fortement effectifs à la fois sur la composante transitoire du PIB et de l'inflation, ainsi que sur la composante persistante des prix.

Compte tenu des spécificités des différentes économies, on peut donner une idée de la convergence de transmission monétaire à court et à long terme d'un pays à l'autre. Il apparaît que la France tend à se rapprocher des Etats-Unis dans sa structure hiérarchique d'effectivité de transmission monétaire, si l'on raisonne à court terme. A long terme, la convergence s'opère entre les économies européennes (France et Royaume-Uni).

Malgré l'apport en terme de connaissance théorique, empirique et politique sur la transmission monétaire, cette recherche peut être étendue en s'intéressant à la dynamisation du protocole de mesure.

Il est primordial d'aller au-delà de la simple capitalisation boursière et du degré d'ouverture de l'économie pour pouvoir étudier la contingence de la transmission monétaire à des éléments contextuels non maîtrisés directement par la banque centrale. Il s'agit notamment de différences réglementaires ou plus généralement des divergences de rigidité entre les économies. Par exemple, la législation sur le travail et les revendications salariales sont des éléments qui modifient le comportement de dépense des agents et leurs anticipations vis-à-vis des orientations de politique monétaire.

L'ensemble de l'analyse a été réalisé en raisonnant sur des données macroéconomiques. Maintenant que la procédure empirique est bien assise et éprouvée sur des variables macroéconomiques, l'idée est d'envisager une introduction d'indicateurs microéconomiques. Le but serait de mettre en évidence des liens micro de la macro liés à la transmission monétaire. La prise en compte simultanée de variables micro-économiques et macroéconomiques ne doit cependant pas être à l'origine de sophisme de composition que l'on a vivement souhaité éviter dans cette recherche.

Il peut être intéressant de modéliser la notion de complémentarité par l'intermédiaire de fonction modulaire. En l'occurrence, il serait opportun de s'interroger sur les cas particuliers dans lesquels la politique monétaire peut présenter un caractère sous-modulaire, même si on pressent que globalement c'est une structure sur-modulaire qui l'emporte. On aurait alors une démarche totalement inductive, puisque c'est l'analyse empirique qui aura permis l'émergence d'une conceptualisation alternative des effets sur la sphère réelle de la transmission monétaire.

Du point de vue de la politique monétaire, il est important de prendre en compte le fait que la politique monétaire n'est pas l'unique instrument de régulation. Elle interagit avec d'autres politiques telles que : la politique budgétaire, notamment à travers le *policy-mix*, la politique fiscale. Dès lors, l'interprétation des résultats d'analyse peut être approfondie au regard des politiques autres que la seule politique monétaire, menées dans les différents pays. L'idée est de savoir dans quelle mesure ces dernières contrecarrent ou non l'effectivité de la politique monétaire sur la sphère réelle.

Enfin, cette thèse apporte une méthode nouvelle qui ouvre de nombreuses perspectives de recherche. Ce faisant, en raison de cette nouveauté, des restrictions ont été réalisées pour conserver un cadre d'analyse simplifié qui devra être approfondi dans le futur, compte tenu de la validité des résultats obtenus. A ce titre, on a raisonné comme si les politiques monétaires étaient cloisonnées les unes des autres. Or, de même qu'il existe des interdépendances entre les économies à l'échelon international, il faudra à l'avenir intégrer dans l'analyse les interdépendances entre les politiques monétaires nationales. L'analyse de la transmission monétaire devra être étendue pour voir dans quelle mesure la transmission internationale des décisions de politique monétaire affecte la l'effectivité domestique des canaux monétaires.

Bibliographie

ALESINA A. (1989): "Politics and Business Cycles in Industrial Democracies", *Economic Policy*, vol. 8, pp. 55-87.

AKAIKE H. (1973): "Maximum Likelihood Estimation of Gaussian Autoregressive Moving Average Models", *Biometrika*, vol. 60, pp. 255-265.

AKAIKE H. (1974): "A New Look at the Statistical Model Identification", *I.E.E.E Transactions on Automatic and Control*, Series AC, vol. 19, pp. 716-723.

AKERLOF G. (1970): "The Market for Lemons: Quality Uncertainty and the Market Mechanism", *Quarterly Journal of Economics*, vol. 85, pp. 488-500.

ALCHIAN A., KLEIN B. (1973): "On a Correct Measure of Inflation", *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 5, pp. 173-191.

ALTUNBAS Y., FAZYLOV O., MOLYNEUX P. (2002): "Evidence on the Bank Lending Channel in Europe", *Journal of Banking and Finance*, vol. 26, pp. 2093-2110.

AMATO J., MORRIS S., SHIN H.S. (2003): "Communication and Monetary Policy", *BIS Working Papers*, n°123.

ANDERSSON M., DILLEN H., SELLIN P. (2006): "Monetary Policy Signaling and Movements in the Term Structure of Interest Rate", *Journal of Monetary Economics*, forthcoming.

ANDO A., MODIGLIANI F. (1963): "The 'Life-Cycle' Hypothesis of Saving Aggregate Implications and Tests", *The American Economic Review*, vol. 53, pp. 55-84.

ANGELONI I. et al. (2003): "Monetary Transmission in the Euro Area: Does the Interest Rate Channel Explain All?", *NBER Working Paper*, n° 9984.

ARTUS P. (2002): "An Excessively Complex Intermediate Target for Monetary Policy can Reduce Welfare", *Document de Travail de la Caisse des Dépôts et Consignations*, n°2002-94/MA.

ARTUS P. (2003a) : "Faut-il introduire les prix d'actifs dans la fonction de réaction de la banque centrale ?", *Document de Travail de la Caisse des Dépôts et Consignations*, n°1998-26/MA.

ARTUS P. (2003b) : "Quels effets de l'introduction de la croissance des prix d'actifs dans la règle de fixation des taux d'intérêt par la banque centrale ?", *Document de Travail de la Caisse des Dépôts et Consignations*, n°2003-112/MA.

ATKESON A., KEHOE P. (2001): "The Advantage of Transparent Instruments of Monetary Policy", *NBER Working Paper*, n°8681.

BARNETT R., ENGINEER (2000): "When is Price Level Targeting a Good Idea?", in *Price Stability and the Long-Run Target for Monetary Policy*, Proceedings of a Seminar held by the Bank of Canada, June.

BARRO R.J., GORDON D. (1983): "A Positive Theory of Monetary Policy in a Natural Rate Model", *Journal of Political Economy*, vol. 91, pp. 589-610.

BATES S. (2005): "Global Measure of Causal Intensity between Real and Financial Spheres", *Applied Economics*, vol. 37, pp. 1635-1642.

BATES S., DOKOUI S., POGNON O. (2007): "Evaluation de l'avantage macroéconomique net du tourisme : analyse coûts-bénéfices des recettes touristiques internationales", *Revue d'économie régionale et urbaine*, n°1, pp. 79-96.

BATINI N., YATES A. (2001): "Hybrid Inflation and Price Level Targeting", *Bank of England Working Paper*, n°135.

BAXTER M., KIING R. (1995): "Measuring Business Cycles: Approximate Band-Pass Filters for Economic Time Series", *NBER Working Paper*, n°5022.

BEANS C., LARSEN J., NIKOLOV K. (2002): "Financial Frictions and the Monetary Transmission Mechanism Theory, Evidence and Policy Implications", *ECB Working Paper*, n° 113, pp. 1-67.

BENTOGIO G., FAYOLLE J., LEMOINE M. (2002) : "La croissance européenne perturbée par un cycle de courte période", *Economie et Statistique*, n°359-360, pp. 83-100.

BERNANKE B.S. (2002): "Asset Price Bubbles and Monetary Policy", *National Association for Business Economics*, New York.

BERNANKE B.S. et al. (1999): *Inflation Targeting: Lessons from the International Experience*, Princeton NJ: Princeton University Press.

BERNANKE B.S., BLINDER A.S. (1988): "Credit, Money and Aggregate Demand", *The American Economic Review*, vol. 78, pp. 435-439.

BERNANKE B.S., BLINDER A.S. (1992): "The Federal Funds Rate and the Channel of Monetary Transmission", *The American Economic Review*, vol. 82, pp. 901-921.

BERNANKE B.S., GERTLER M. (1989): "Agency Cost, Net Worth and Business Fluctuations", *The American Economic Review*, vol. 79, pp. 14-31.

BERNANKE B.S., GERTLER M. (1990): "Financial Fragility and Economic Performance", *Quarterly Journal of Economics*, vol. 105, pp. 87-114.

BERNANKE B.S., GERTLER M. (1995): "Inside the Black Box: The Credit Channel of Monetary Policy Transmission", *Journal of Economic Perspectives*, vol. 9, pp. 27-48.

BERNANKE B.S., GERTLER M. (1999): "Monetary Policy and Asset Market Volatility", *Federal Reserve Bank of San Francisco Economic Review*, vol. 1, pp. 42-52.

BERNANKE B.S., GERTLER M. (2001): "Should Central Banks Respond to Movements in Asset Prices?", *The American Economic Review*, vol. 91, pp. 253-257.

BERNANKE B.S., GERTLER M., GILCHRIST S. (1999): "The Financial Accelerator in a Quantitative Business Cycle Framework", *The Handbook of Macroeconomics*, vol. 1, chap. 21, J.B. Taylor, M. Woodford eds, Amsterdam: North Holland, pp. 1341-1393.

BERTAUT C. (2001): "Equity Prices, Household Wealth, and Consumption Growth in Foreign Industrial Countries: Wealth effects in the 1990s", *Board of Governors of the Federal Reserve System, International Finance Discussion Paper*, n°724.

BERTOLA G., CABALLERO R. (1994): "Irreversibility and Aggregate Investment", *Review of Economic Studies*, vol. 61, pp. 223-246.

BEVERIDGE S., NELSON C.R. (1981): A New Approach to Decomposition of Economic Time Series into Permanent and Transitory Components with Particular Attention to Measurement of the Business Cycle, *Journal of Monetary Economics*, vol. 7, pp. 151-174.

BIS (2003): "Monetary Policy in a Changing Environment", *BIS Papers*, n°19.

BLANCHARD O.J., QUAH D. (1989): "The Dynamics of Aggregate Demand and Supply Disturbances", *The American Economic Review*, vol. 79, pp. 655-673.

BLUNDELL-WIGNALL A., BROWNE F., MANASSE P. (1990) : "La politique monétaire dans le contexte de libéralisation financière", *Revue économique de l'OCDE*, n°15, pp. 163-195.

BODIN J. (1568) : *La réponse de Jean Bodin à M. de Malesdroit*, éd. Armand Collin (1932), rééd. Haussier, Paris.

BORDES C., CLERC L. (2004): "Price Stability and the ECB's Monetary Policy Strategy", *Note d'Etude et de Recherche de la Banque de France*, n°109.

BONSER-NEAL C.V., ROLEY V.V., GORDON H.S. (1998): "Monetary Policy Actions, Intervention, and Exchange Rate, a Re-Examination of the Empirical Relationship using Federal Funds Rate Target Data", *Journal of Business*, vol. 71, pp. 147-177.

BOURDIEU J., COEURE B., SEDILLOT B. (1997) : “Investissement, incertitude et irréversibilité : quelques développements récents de la théorie de l’investissement”, *Revue Economique*, vol. 48, n°1, pp. 23-53.

BOWMAN K.O., SHENTON L.R. (1975): “Omnibus Test Contours for Departures from Normality Based on $\sqrt{b_1}$ and b_2 ”, *Biometrika*, vol. 62, pp. 243-250.

BOUTILLIER M., BRICONGNE J.C. (2006) : "Evolution du TIF en France", *Bulletin de la Banque de France*, n°146, pp. 47-61.

BRESSON G., PIROTTE A. (1995) : *Econométrie des séries temporelles : théorie et applications*, éd. Presse Universitaire Française, coll. Economie, Paris.

BROWN R.L., DURBIN J., EVANS J.M. (1975): “Techniques for Testing the Consistency of Regression Relationship over Time”, *Journal of Royal Statistical Society, Series B*, vol. 37, pp. 149-192.

BRUNEAU C. (1996) : “Analyse économétrique de la causalité : un bilan de la littérature”, *Revue d’économie politique*, vol. 106, pp. 323-353.

BRUNEAU C., JONDEAU E. (1999a) : “Causalité de long terme et amélioration de la prévision : application aux courbes de taux d’intérêt”, *Annales d’Economie et de Statistiques*, n°54, pp. 23-45.

BRUNEAU C., JONDEAU E. (1999b): “Long-Run Causality with Application to International Links between Long-Term Interest Rates”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 61, pp. 545-568.

BRUNEAU C., NICOLAÏ J-P. (1995) : “Causalité persistante entre séries non-stationnaires, application à l’étude comparée des politiques monétaires des pays du G5”, *Annales d’Economie et de Statistiques*, n°40, pp. 177-206.

BRUNNER K. (1961): “Some Major Problems in Monetary Theory”, *The American Economic Review*, vol. 51, pp. 47-56.

BRUNNER K., MELTZER A.H. (1968): “Liquidity Traps for Money, Bank Credit, and Interest Rates”, *Journal of Political Economy*, vol. 76, pp. 1-37.

BRUNNER K., MELTZER A.H. (1972): “Money, Debt and Economic Activity”, *Journal of Political Economy*, vol. 80, pp. 951-977.

BRUNNER K., MELTZER A.H. (1974): “Money, Debt and Economic Activity”, *Journal of Political Economy*, vol. 80, pp. 1-37.

BRYANT R., HOOPER P., MANN C. (1993): *Evaluating Policy Regimes: New Empirical*

Research in Empirical Macroeconomics, Washington DC.

CALVO G. (1978): "On the Time Consistency of Optimal Policy in the Monetary Economy", *Econometrica*, vol. 46, pp. 1411-1428.

CALVO G., VEGH C. (1999): "Inflation Stabilization and BOP Crises in Developing Countries", in *Handbook of Macroeconomics*, vol. 1C, J.B. Taylor and M. Woodford eds, Amsterdam: North Holland, pp. 1531-1614.

CANTILLON R. (1757) : *Essai sur la nature du commerce en général*, éd. Macmillan, Londres, rééd. INED (1952), Paris.

CAPORAEEL G.M., PITTIS N. (1995): "Causality Inference in Bivariate and Trivariate Systems: Some more Results", *Discussion paper of the Centre for Economic Forecasting*, n°DP15-95, London Business School.

CARLSTROM C.T., FUERST T.S. (2000): "Monetary Shocks, Agency Costs and Business Cycles", *Federal Reserve Bank of Cleveland Working Paper*, n°0011.

CASSOLA N., MORANA C. (2002): "Monetary Policy and the Stock Market in the Euro Area", *ECB Working Paper*, n°119.

CATTE P., SLOK T. (2005): "Assessing the Value of Indicators of Underlying Inflation for Monetary Policy", *OECD Economic Department Working Paper*, n°461.

CECCHETTI S.G. (1995): "Distinguishing Theories of Monetary Transmission Mechanism", *Federal Reserve of Saint-Louis Review*, may-june, pp. 83-97.

CECCHETTI S.G. et al. (2000): *Asset Prices and Central Bank Policy*, Centre for Economic Policy Research, London.

CHAGNY O., LEMOINE M., PELGRIN F. (2004) : "Méthodes multivariées de décomposition tendance-cycle : une revue de littérature", *OFCE non publié*.

CHRISTIANO L.J., EICHENBAUM M.S. (1987): "Temporal Aggregation and Structural Inference in Macroeconomics", *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, vol. 26, pp. 63-130.

CHRISTIANO L.J., EICHENBAUM M.S., EVANS C. (1996): "The Effect of Monetary Policy Shocks: Evidence from the Flow of Funds", *The Review of Economics and Statistics*, vol. 78, pp. 16-34.

CHRISTIANO L.J., FITZGERALD T.J. (2003): "Inflation and Monetary Policy in the Twentieth Century", *Economic Perspectives*, 1st Quarter, pp. 22-45.

CHRISTIANO L.J., GUST C. (2000): "The Expectations Trap Hypothesis", *Economic Perspectives*, 2nd Quarter , pp. 21-39.

CHRYSTAL A., MIZEN P. (2002): "Modelling Credit in the Transmission Mechanism of the United Kingdom", *Journal of Banking and Finance*, vol. 26, pp. 2131-2154.

CLARIDA R., GALI J., GERTLER M. (1999): "The Science of Monetary Policy: A New Keynesian Perspective", *Journal of Economic Literature*, vol. 37, pp. 1661-1707.

CLARK P.K. (1989): "Trend Reversion in Real Output and Unemployment", *Journal of Econometrics*, vol. 40, pp. 15-32.

CLERC L., DRUMETZ F., JAUDOIN O. (2000): "To What Extent Are Prudential and Accounting Arrangements Pro or Counter-Cyclical with respect to Overall Financial Conditions?", *BIS Central Bank Economists' Meeting*, oct.

COGLEY T. (1999): "Should the FED Take Deliberate Steps to Deflate Asset Price Bubbles ?", *Federal Reserve Bank of San Francisco Economic Review*, vol. 1, pp. 42-52.

COGLEY T., NASON J.M. (1995): "Effects of Hodrick-Prescott Filter on Trend and Difference Stationary Time Series: Implications for Business Cycle Research", *Journal of Economic Dynamic and Control*, vol. 19, pp. 253-278.

CANDELON B., CUDEVILLE E. (1997) : "Politique monétaire et canal du crédit : une estimation empirique sur l'économie française", *Revue d'Economie Politique*, vol. 107, pp. 781-807.

DE BANDT O. (1991) : "Politique monétaire et agrégats de monnaie en France", *Bulletin de la Banque de France*, n°78, pp. 79-93.

DEBELLE G. (1999): "Inflation Targeting and Output Stabilization", *Research Discussion Paper Reserve Bank of Australia*, n°1999-08.

DE BOISSIEU C. (1975) : *Les vitesses de circulation de la monnaie : une approche conflictuelle*, éd. Cujas, Paris.

DE BOISSIEU C. (1998) : *Monnaie et économie : chronique de politique monétaire Etats-Unis-France*, éd. Economica, Paris.

DEMIRGUC-KUNT A., LEVINE R. (2001): *Bank-Based and Market-Based Financial Systems: Cross-Country Comparison of Banks, Markets and Development*, éd. MIT Press, Cambridge.

DEMIRALP S., JORDA O. (2000): "The Pavlovian Response of Term Rates to Fed Announcements", *Board of Governors of the Federal Reserve System, Finance and Economic*

Discussion Series, n°2001-10.

DEMIRALP S., JORDA O. (2002): "The Announcement Effect: Evidence from Open Market Desk Data", *Federal Reserve Bank of New York Economic Policy Review*, vol. 8, pp. 29-48.

DIAMOND D.W., DYBVIK P.H. (1983): "Bank Runs Deposit Insurance and Liquidity", *Journal of Political Economics*, vol. 91, pp. 401-419.

DICKEY D.A., FULLER W.A. (1981): "The Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Econometrica*, vol. 49, pp. 1057-1072.

DIEBOLD F.X., LOPEZ J.A. (1995): "Forecast Evaluation and Combination", in MADALA G.S., RAO C.R. eds, *Handbook of Statistics*, Amsterdam: North Holland.

DOLADO J.J., LUTKEPOHL H. (1996): "Making Wald tests work for Cointegrated VAR Systems", *Econometric Review*, vol. 15, pp. 369-386.

DOORNICK J.A., HANSEN H. (1994): "An Omnibus Test of Univariate and Multivariate Normality", *Discussion Paper, Nuffield College, Oxford*.

DOZ C., LENGART F. (1999) : "Analyse factorielle dynamique : test du nombre de facteurs, estimation et application à l'enquête de conjoncture dans l'industrie", *Annales d'Economie et Statistiques*, n°54, pp. 92-127.

DPAE (2004) : "Les canaux de transmission de la politique monétaire en France", n°47.

DUFRENOT G., MIGNON V., PEGUIN-FEISSOLLE A. (2003): "Business Cycles Asymmetry and Monetary Policy: A Further Investigation using MRSTAR Models", *Economic Modelling*, vol. 21, pp. 37-71.

EDWARDS F., MISHKIN F.S. (1995): "The Decline of Traditional Banking: Implications for Financial Stability and Regulatory Policy", *Federal Reserve of Bank of New York, Economic Policy Review*, vol. 1, pp. 27-45.

ERICSSON N.R., HENDRY D.F., MIZON G.E. (1998): "Exogeneity, Cointegration and Economic Policy Analysis", *Journal of Business and Economic Statistics*, vol. 16, pp. 1-18.

FAUST J., SVENSSON L. (2001): "Transparency and Credibility: Monetary Policy with Unobservable Goals", *International Economic Review*, vol. 42, pp. 369-397.

FEIGL H. (1953): "Notes on Causality", in *Readings in the Philosophy of Science*, Feigl H., Brodbeck M. eds, Appleton-Century-Crofts, New York.

FILARDO A.J. (2000): "Monetary Policy and Asset Prices", *Federal Reserve Bank of Kansas City Economic Review*, vol. 85, pp. 11-37.

FISHER W.D. (1958): “On Grouping for Maximum Homogeneity”, *Journal the American Statistical Association*, vol. 53, pp. 789-798.

FLOUZAT D., DE BOISSIEU C., CASANOVA J-C. (2004) : *Economie contemporaine : les phénomènes monétaires*, Tome 2, éd. PUF, Paris.

FORNI M., REICHLIN L. (1998): “Let’s get Real: A Dynamic Factor Analytical Approach to Disaggregated Business Cycle”, *Review of Economic Studies*, vol. 65, pp. 453-474.

FOUQUET D., MALINVAUD E. (1971) : “Analyse spectrale de données économiques : un essai sur l’activité dans l’industrie française”, *Annales de l’INSEE*, n°6, pp. 41-75.

FOURIER J. (1822) : *La théorie analytique de la chaleur*, éd. Didot, Paris.

FRIEDMAN M. (1960): *A Program for Monetary Stability*, Fordham University Press, New York.

FRIEDMAN M. (1968): “The Role of Monetary Policy”, *The American Economic Review*, vol. 58, pp. 1-17.

FRIEDMAN M. (1970): *The Counter-Revolution in Monetary Theory*, Institute of Economic Affairs, London.

FRIEDMAN M., KUZNETS S. (1954): *Incomes from Independent Professional Practice*, NBER, New York.

FRY M.J. (1978): “Money and Capital or Financial Deepening in Economic Development”, *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 10, pp. 464-475.

FRY M.J. (1995): *Money, Interest and Banking in Economic Development*, Johns Hopkins University Press, 2nd ed., Baltimore.

GANDOLFO G. (1993): *Continuous Time Econometrics: Theory and Applications*, éd. Chapman and Hall, London.

GARRETSEN H., SWANK J. (2003): “The Bank Lending Channel in the Netherlands, the Impact of Monetary Policy on Households and Firms”, *De Economist*, vol. 151, pp. 35-51.

GERTLER (1988): “Financial Structure and Aggregate Economic Activity: An Overview”, *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 20, pp. 559-588.

GERTLER M. et al. (1998): *Asset Prices and Monetary Policy: Four Views*, Centre for Economic Policy Research, London.

GERTLER M., HUBBARD R.G. (1988): “Financial Factors in Business Fluctuations”, in *Financial Market Volatility*, *Federal Reserve Bank of Kansas City*, pp. 33-78.

GEWEKE J. (1982): "Measurement of Linear Dependence and Feedback Between Multiple Time Series", *Journal of the American Statistical Association*, vol. 77, pp. 304-313.

GEWEKE J. (1984): "Inference and Causality in Economic Time Series Models", in *Handbook of Econometrics*, vol. 2, GRILICHES Z. and INTRILIGATOR M.D. eds, North Holland.

GIDE C., RIST C. (2000) : *Histoire des doctrines économiques : depuis les physiocrates jusqu'à nos jours*, éd. Dalloz, 6^e, Paris.

GILCHRIST S., HAIRAULT J-O., KEMPF H. (2002): "Monetary Policy and the Financial Accelerator in a Monetary Union", *ECB Working Paper*, n°175.

GILCHRIST S., LEAHY J.V. (2002): "Monetary Policy and Asset Prices", *Journal of Monetary Economics*, vol. 49, pp. 75-97.

GOODFRIEND M. (1987): "Interest Rate Smoothing and Price Level Trend-Stationary", *Journal of Monetary Economics*, vol. 19, pp. 335-348.

GOODHART C., HUFFMANN B. (2000): "Do Asset Prices Help Predict Consumer Price Inflation", *London School of Economics Working Paper*.

GOODWIN R.M. (1948): "Secular and Cyclical Aspects of the Multiplier and the Accelerator", in *Income, Employment and Public Policy: Essays in Honor of A.H. Hansen* (various authors), Norton, New York, pp. 108-132.

GORDON M., SHAPIRO E. (1956): "Capital Investment Analysis: The Required Rate of Profit", *Management Science*, vol. 3, pp. 102-110.

GOURLAOUEN J-P. (1997): *La structure par terme des taux d'intérêt*, éd. Economica, Paris.

GRAFF M., KARMANN A. (2001): "Does Financial Activity Cause Economic Growth", *Dresden Working Papers in Economics*, n°2/2001.

GRANGER C.W.J. (1969): "Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods", *Econometrica*, vol. 37, pp. 424-438.

GRANGER C.W.J. (1988a): "Some Recent Developments in the Concept of Causality", *Journal of Econometrics*, vol. 16, pp. 121-130.

GRANGER C.W.J. (1988b): "Some Recent Developments in the Concept of Causality", *Journal of Econometrics*, vol. 39, pp. 199-211.

GRANGER C.W.J., LIN J.L. (1995): "Causality in the Long-Run", *Econometric Theory*, vol. 11, pp. 530-548.

GREENSPAN A. (1989): "Statement to Congress", *Federal Reserve Bulletin*, vol. 75, pp. 272-277.

GREENWOOD J., JOVANOVIC B. (1990): "Financial Development, Growth and the Distribution of Income", *Journal of Political Economy*, vol. 98, pp. 1076-1107.

GUAY A., SAINT-AMANT P. (1996): "Do Mechanical Filters provide a Good Approximation of Business Cycle", *Bank of Canada, Technical Report*, n°76.

GUILLEMIN C., MARCHETTI L. (1975) : "Analyse spectrale de séries monétaires et économiques françaises de 1954 à 1969", *Annales de l'INSEE*, n°18, pp. 125-154.

GURLEY J., SHAW E. (1955): "Financial Aspects of Economic Development", *The American Economic Review*, vol. 45, pp. 515-538.

GUTHRIE G., WRIGHT J. (2000): "Open Mouth Operation", *Journal of Monetary Economics*, vol. 46, pp. 489-516.

HABERLER G. (1937,1943): *Prospérité et dépression*, Société Des Nations, Genève, 1^{ère} éd. 1967, 3^e éd. 1943.

HAKKIO C.S., RUSH M. (1991): "Co-integration: How Short is the Long Run?", *Journal of International Money and Finance*, vol. 10, pp. 571-581.

HALL S.G., MILNE A. (1994): "The Relevance of P-Star Analysis to UK Monetary Policy", *Economic Journal*, vol. 104, pp. 597-604.

HALL S.G., WICKENS M. (1993): "Causality in Integrated Systems", *London Business School Discussion Papers*, n°27-93, nov.

HANNAN E.J., QUINN B.G. (1979): "The Determination of the Order of an Autoregression", *Journal of the Royal Statistical Society*, vol. 41, pp. 190-195.

HARVEY A.C. (1989): *Forecasting, Structural Time Series Models and the Kalman Filter*, Cambridge University Press, Cambridge.

HARVEY A.C. (1990): *The Econometric Analysis of Time Series*, Philip Allan, 2nd ed., New York.

HARVEY A.C., TODD P.H.J. (1983): "Forecasting Economic Time Series With Structural and Box-Jenkins Models: A Case Study", *Journal of Business and Economic Statistics*, vol. 1, pp. 299-315.

HERRENDORF B. (1999): "Transparency, Reputation and Credibility under Floating and Pegged Exchange Rates", *Journal of International Economics*, vol. 49, pp. 31-50.

HETZEL R.L. (1993): “Quantity Theory Framework for Monetary Policy”, *Federal Reserve Bank of Richmond, Economic Quarterly*, vol. 79/3, pp. 35-48.

HODRICK R.J., PRESCOTT E.C. (1980): “Post War US Business Cycles: An Empirical Investigation”, *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 29, pp. 1-16.

HOPNER F., MELTZER C., NEUMANN T. (2005): “Changing Effects of Monetary Policy in the U.S. – Evidence from a Time-Varying Coefficient VAR”, *Computing in Economics and Finance*, n°144, Society for Computational Economics.

HUME D. (1752) : *Essais moraux, politiques et littéraires et autres essais 1752-1772*, G. Robel éd., PUF, Paris, 2001.

HURLIN C., VENET B. (2001): "Granger Causality Tests in Panel Data Models with Fixed Coefficients", *EURISCO Working Paper*, Université de Paris-Dauphine.

ITURRIAGA F., LOPEZ J. (2000): “More on the Credit Channel of Monetary Policy Transmission: An International Comparison”, *Applied Financial Economics*, vol. 10, pp. 423-434.

JAFFEE D., MODIGLIANI F.(1969): “A Theory and Test of Credit Rationing”, *The American Economic Review*, vol. 59, pp. 850-872.

JAFFEE D., RUSSEL T. (1976): “Imperfect Information, Uncertainty, and Credit Rationing”, *Quarterly Journal of Economics*, vol. 90, pp. 651-666.

JOHANSEN S. (1992): “Determination of Cointegration Rank in the Presence of Linear Trend”, *Oxford Bulletin of Econometrics and Statistics*, vol. 54, pp. 383-397.

JOHANSEN S. (1995): *Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models*, Oxford University Press, Oxford.

JOHANSEN S., JUSELIUS K. (1990): “Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration – With Application to the Demand for Money”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 52, pp. 169-210.

KASHYAP A.K., STEIN J.C. (1994): “Monetary Policy and Bank Lending”, in Gregory Mankiw Editor, *Monetary Policy*, chap. 7, NBER Studies in Business Cycles, vol. 29, The University of Chicago Press, pp. 221-261.

KASHYAP A.K., STEIN J.C. (1995): “The Role of Banks in the Transmission of Monetary Policy”, *NBER Reporter*, Fall.

KASHYAP A.K., STEIN J.C. (1997): “What Do a Million of Banks Have to Say About the Transmission of Monetary Policy”, *NBER Working Paper*, n° 6056.

KASHYAP A.K., STEIN J.C., WILCOX D.W. (1993): “Monetary Policy and Credit Conditions: Evidence from the Composition of External Finance”, *The American Economic Review*, vol. 83, pp. 78-98.

KEYNES J.M. (1969) : *Théorie générale de l'emploi, de l'intérêt et de la monnaie*, éd. Payot Macmillan et C°, rééd. de (1936), Londres.

KIERZENKOWSKI R. (2004) : *Le canal étroit du crédit et la transmission de la politique monétaire : analyse théorique et application au cas de la Pologne*, Thèse de Doctorat, Université de Paris-Dauphine.

KIM C.J., NELSON C.R. (1999): *State-Space Models with Regime-Switching: Classical and Gibbs-Sampling Approaches with Applications*, MIT Press.

KING R.G. (1996): “Money, Prices, Interest Rates and the Business Cycle”, *Review of Economics and Statistics*, vol. 78, pp. 35-53.

KISHAN R.P., OPIELA T.P. (2000): “Banks Size Bank Capital and the Bank Lending Channel”, *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 32, pp. 121-141.

KOOPMAN T.C. (1950): "Models Involving a Continuous Time Variable", in *Statistical Inference in Dynamics Economic Models* (T.C. Koopman ed.), Cowles Commission for Research in Economics Monograph, n°10, Wiley, New York, pp. 384-389.

KOOPMAN S.J. et al. (2000): *Stamp 6.0: Structural Time Series Analyser, Modeller and Predictor*, Timberlake Consultants, London.

KOOPMAN S.J., SHEPHARD N., DOORNIK J.A. (1999): “Statistical Algorithms for Models in State Space using SsfPack 2.2”, *Econometrics Journal*, vol. 2, pp. 113–166.

KWIATOWSKI D. et al. (1992): “Testing the Null Hypothesis of Stationarity against the Alternative of a Unit Root: How Sure are we that Economic Time Series have a Unit Root”, *Journal of Econometrics*, vol. 54, pp. 59–178.

KYDLAND F., PRESCOTT E.C. (1977): “Rules rather than Discretion: The Inconsistency of Optimal Plans”, *Journal of Political Economy*, vol. 85, pp. 473-91.

KYDLAND F., PRESCOTT E.C. (1982): “Time to Build and Aggregate Fluctuation”, *Econometrica*, vol. 50, pp. 1345-1350.

KYOTAKI N., MOORE J. (1997): “Credit Cycles”, *Journal of Political Economy*, vol. 105, pp. 211-248.

LARDIC S., MIGNON V. (2002) : *Econométrie des séries temporelles macroéconomiques et financières*, Economica, Paris.

- LAVIGNE A., POLLIN J-P. (1997) : *Les théories de la monnaie*, éd. La découverte, Paris.
- LECAILLON J., MARCHAL J. (1966) : *Théorie des flux monétaires, évolution des idées et principes généraux d'analyse*, éd. Cujas, Paris.
- LENSINK R., STERKEN E. (2002): "Monetary Transmission and Bank Competition in the EMU", *Journal of Banking and Finance*, vol. 26, pp. 2065-2075.
- LOCKE J. (1691): *Some Considerations of the Consequences of the Lowering of Interest and Raising the Value of Money*, Rod Hay's Archive for the History of Economic Thought, McMaster University, Canada.
- LOISEL O. (2006): "La crédibilité de la politique monétaire dans une perspective néo-keynésienne", *Bulletin de la Banque de France*, n°149.
- LUCAS R.J. (1972): "Expectations and the Neutrality of Money", *Journal of Economic Theory*, vol. 4, pp. 103-124.
- LUDWIG A., SLOK T. (2002): "Does Stock Market Wealth Matter for Consumption", *IMF Working Paper*, n°02/1.
- LUKTEPOHL H. (1991): *Introduction to Multiple Time Series Analysis*, Springer-Verlag, Berlin.
- LUTKEPOHL H. (1982): "Non Causality due to Omitted Variables", *Journal of Econometrics*, vol. 19, pp. 367-378.
- MANKIKAR A., PAISLEY J. (2004): "Core Inflation, a Critical Guide", *Bank of England Working Paper*, n°242.
- Mc CALLUM B.T. (1983): "A Reconsideration of Sims' Evidence Concerning Monetarism", *Economic Letters*, vol. 13, n°2-3, pp. 167-171.
- Mc CALLUM B.T. (1997): "Issues in the Design of Monetary Policy Rules", *NBER Working Paper*, n° 6016.
- Mc CARTHY J., PEACH R.W. (2001): "Monetary Policy Transmission to Residential Investment", *Economic Policy Review*, vol. 8, pp. 139-157.
- Mc CRORIE R., CHAMBERS M. (2005): "Granger Causality and the Sampling of Economic Processes", *Journal of Econometrics*, vol. 132, pp. 311-336.
- Mc DONALD R., SIEGEL D.R. (1986): "The Value of Waiting to Invest", *Quarterly Journal of Economics*, vol. 101, pp. 707-727.

MARAIS E., BATES S. (2006): "An Empirical Study to Identify Shift Contagion during the Asian Crisis", *Journal of International Financial Markets Institutions and Money*, vol. 16, pp. 468-479.

MELTZER A.H. (1995): "Monetary, Credit (and Other) Transmission Processes: A Monetarist Perspective", *Journal of Economic Perspectives*, vol. 9, pp. 49-72.

MILGROM P., ROBERTS J. (1990): "Rationalizability, Learning, and Equilibrium in Games with Strategic Complementarity", *Econometrica*, vol. 58, pp. 1255-1277.

MILL T.C. (1998): "Recent Developments in Modelling Non-Stationary Vector Autoregressions", *Journal of Economic Surveys*, vol. 12, pp. 279-312.

MINSKY H.P. (1976): *John Maynard Keynes*, Columbia University Press, New York.

MISHKIN F.S. (1995): "Symposium on the Monetary Transmission Mechanism", *Journal of Economic Perspectives*, vol. 9, pp. 3-10.

MISHKIN F.S. (1999): "International Experiences with Different Monetary Policy Regimes", *Journal of Monetary Economics*, vol. 43, pp. 579-606.

MISHKIN F.S. (2001): "The Transmission Mechanism and the Role of Asset Prices in Monetary Policy", *NBER Working Paper*, n°8617.

MISHKIN F.S. (2004): *The Economics of Money, Banking and Financial Markets*, ed. Addison Wesley Publishing Co, Boston et al.

MODIGLIANI F., MILLER M. (1958): "The Cost of Capital, Corporation Finance and the Theory of Investment", *The American Economic Review*, vol. 48, pp. 261-297.

MYRDAL G. (1939) : *Monetary Equilibrium*, Hodge ed, London.

NAIR-REICHERT U., WEINHOLD D. (2001): "Causality Tests for Cross-Country Panels: A New Look at FDI and Economic Growth in Developing Countries", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 63, pp. 153-171.

NELSON C.R. (1988): "Spurious Trend and Cycle in the State Space Decomposition of Time Series with a Unit Root", *Journal of Economic and Dynamics and Control*, vol. 12, pp. 475-488.

NELSON C.R., PLOSSER C. (1982): "Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series: Some Evidence and Implications", *Journal of Monetary Economics*, vol. 10, pp. 139-162.

NEWHEY W., WEST K. (1994): "Automatic Lag Selection in Covariance Matrix Estimation," *Review of Economic Studies*, vol. 61, pp. 631-653.

NICKELL S. (1981): “Biases in Dynamic Models with Fixed Effects”, *Econometrica*, vol. 49, pp. 1399-1416.

NG S., PERRON P. (2001): “Lag Length Selection and the Construction of Unit Root Tests with Good Size and Power”, *Econometrica*, vol. 69, pp. 1519-1554.

OBSTFELD M., ROGOFF K. (1996): *Foundations of International Macroeconomics*, MIT Press.

OLINER S.D., RUDEBUSCH G.D. (1996): “Monetary Policy and Credit Conditions: Evidence from the Composition of External Finance: Comment”, *The American Economic Review*, vol. 16, pp. 300-309.

OTTO M.W. (1999): *Board Of Governors of The Federal Reserve System*, nov.

PAGANO M. (1993): “Financial Markets and Growth: An Overview”, *European Economic Review*, vol. 37, pp. 613-622.

PAQUIER O. (1994) : “Les effets de la politique monétaire sur l’activité passent-ils par le canal du crédit”, *Revue française d’économie*, vol. 9, n°2, pp. 71-104.

PARUOLO P. (1997): “Asymptotic Inference on Moving Average Impact Matrix in Cointegrated I(1) VAR Systems”, *Econometric Theory*, vol. 13, pp. 79-118.

PATINKIN D. (1965): *Money, Interest and Prices*, Harper and Row Publisher, 2nd ed., New York, traduction française, La monnaie, l’intérêt et les prix, (1972), éd. PUF, Paris.

PAYELLE N. (1996) : *La structure des bilans bancaires comme vecteur des impulsions de politique monétaire*, Thèse de Doctorat de Sciences économiques, Université de Rennes I.

PERSSON T., TABELLINI G. (1994): “Introduction in Monetary and Fiscal Policy”, in *Credibility*, vol. 1, T. Persson and G. Tabellini eds, Cambridge Mass: MIT Press, pp. 1-31.

PESARAN H.M., SMITH R. (1995): “Estimating Long-Run Relationships from Dynamic Heterogeneous Panels”, *Journal of Econometrics*, vol. 68, pp. 79-113.

PHILLIPS P.C.B. (1995): “Fully Modified Least Squares and Vector Autoregressions”, *Econometrica*, vol. 63, pp. 1023-1078.

PHILLIPS P.C.B., HANSEN B.E. (1990): “Statistical Inferences in Instrumental Variables Regression with I(1) Processes”, *Review of Economic Studies*, vol. 57, pp. 99-125.

PHILLIPS P.C.B., PERRON P. (1986): “Testing for Unit Root in Time Series”, *Biometrika*, vol. 75, pp. 335-346.

PIGOU A.C. (1927): *Industrial Fluctuations*, Macmillan, London.

PINDYCK R.S. (1991): “Irreversibility, Uncertainty, and Investment”, *Journal of Economic Literature*, vol. 29, pp. 1110-1148.

PIROTTE A. (2004) : *L'économétrie : des origines aux développements récents*, éd. CNRS, Paris.

RAULT C. (2000) : *Exogénéité et non-causalité dans les modèles VAR-ECM*, Thèse de Doctorat de Sciences Economiques, Université de Paris I Panthéon-Sorbonne.

REIMERS H-E. (1992): “Comparisons of Tests for Multivariate Cointegration”, *Statistical Papers*, vol. 33, pp. 335-359.

RENVERSEZ F. (1995) : *Eléments d'analyse monétaire*, éd. Dalloz, 3^e, Série Sciences économiques, Paris.

RICARDO D. (1817): *On the Principles of Political Economy, and Taxation*, McMaster University Archive for the History of Economic Thought.

ROBIN J.M., SMITH R.J. (2000): “Test of Rank”, *Econometric Theory*, vol. 16, pp. 151-175.

ROMER C.D., ROMER D.H. (1990): “New Evidence on the Monetary Transmission Mechanism”, *Brookings Paper on Economic Activity*, n°1, pp. 149-213.

ROSENWALD F. (1995) : “L'influence de la sphère financière sur la sphère réelle : les canaux du crédit”, *Bulletin de la Banque de France, Supplément “Etudes”*, 1er trim., pp. 105-121.

SAIKKONEN P., LUTKEPOHL H. (1996): “Infinite-Order Cointegrated Vector Autoregressive Processes: Estimation and Reference”, *Econometric Theory*, vol. 12, pp. 814-844.

SANDLER H., KLEIMEIER S. (2003): “Contagion and Causality: An Empirical Investigation of four Asian Crisis Episodes”, *Journal of International Financial Markets, Institution and Money*, vol. 13, pp. 171–186.

SANDILLON I. (1998) : “L'interprétation du chômage dans la théorie générale : enjeux et conséquences”, *Document de Travail du CEFI*, Université de La Méditerranée, pp. 11-20.

SARGENT T.J. (1976): “A Classical Macroeconometric Model for the United States”, *Journal of Political Economy*, vol. 84, pp. 207-237.

SAY J-B. (1803) : *Traité d'économie politique*, éd. Calman Lévy (1972).

SCHUMPETER J.A. (1911): *The Theory of Economic Development*, Harvard University Press, Cambridge Massachusetts.

SCHWARZ G. (1978): "Estimating the Dimension of a Model", *Annals of Statistics*, vol. 6, pp. 461-464.

SIMS C.A. (1980): "Macroeconomics and Reality", *Econometrica*, vol. 48, pp. 1-48.

SIMS C.A. (1981): "An Autoregressive Index Model for the US 1948-1975", in *Large-Scale Macro-Econometric Models*, KMENTA J., RAMSEY J.B. eds, North-Holland, Amsterdam, pp. 283-327.

SIMS C.A. (1987): "Continuous and Discrete Time Models", *The New Palgrave: A New Dictionary of Economics*, Eastwell J., Milgate M., Newman P., Macmillan Press Ltd, pp. 626-628.

SIMS C.A., STOCK J.H., WATSON M.W. (1990): "Inference in Linear Time Series Models with some Unit Roots", *Econometrica*, vol. 58, pp. 161-82.

SIMS C.A., ZHA T. (1995): "Error bands for Impulse Responses", *Federal Reserve Bank of Atlanta, Working Paper*, n°95-6.

STIGLITZ J., WEISS A. (1981): "Credit Rationing in Markets with Imperfect Information", *The American Economic Review*, vol. 71, pp. 393-410.

STOCK J.H., WATSON M.W. (1989a): "Interpreting the Evidence on Money-Income Causality", *Journal of Econometrics*, vol. 40, pp. 161-181.

STOCK J.H., WATSON M.W. (1989b): "New Indexes of Coincident and Leading Economic Indicators", *NBER Macroeconomics Annual*, n°4, pp. 351-409.

STOCK J.H., WATSON M.W. (1991): "A Probability Model of the Coincident Economic Indicators", in LAHIRI K., MOORE G.H. eds, *Leading Economic Indicators: New Approaches and Forecasting Records*, Cambridge University Press, pp. 63-89.

STOCK J.H., WATSON M.W. (1999): "Forecasting Inflation", *Journal of Monetary Economics*, vol. 44, pp. 293-335.

SVENSSON L.E.O. (1999): "How Should Monetary Policy be Conducted in an Era of Price Stability", *Federal Reserve Bank of Kansas City*, n°30, pp. 195-259.

SWANSON N.R., WHITE H. (1997a): "A Model Selection Approach to Real-Time Macroeconomic Forecasting Using Linear Models and Artificial Neural Networks", *Review of Economics and Statistics*, vol. 79, pp. 540-550.

SWANSON N.R., WHITE H. (1997b): "Forecasting Economic Time Series Using Adaptive versus Non Adaptive and Linear versus Non Linear Econometric Models", *International Journal of Forecasting*, vol. 13, pp. 439-461.

SWANSON N.R., OZYILDIRIM A., PISU M. (2003): "A Comparison of Alternative Causality and Predictive Accuracy Tests in the Presence of Integrated and Co-Integrated Economic Variables", in D. Giles, M. Dekker eds., *Computer Aided Econometrics*, New York, pp. 91-148.

TALEB N., BATES S. (2005) : "Causalité entre actif boursier et consommation : tentative de réponse à la controverse des effets richesse", *9e Colloque international de Théorie et Méthodes Macroéconomiques (T2M)*, ENS Lettres Sciences Humaines de Lyon – GATE, janvier.

TAYLOR J.B. (1993): *Macroeconomics, Policy in a World Economy: From Econometric Design to Practical Operation*, Norton, New York.

TAYLOR J.B. (1995): "The Monetary Transmission Mechanism: An Empirical Framework", *Journal of Economic Perspectives*, vol. 9, pp. 11-26.

TAYLOR J.B. (2000): "An Alternative Views of the Monetary Transmission Mechanism: What Difference do they Make for Monetary Policy", *Oxford Review of Economic Policy*, vol. 16, pp. 60-73.

TAYLOR J.B. (2001): "Expectations, Open Market Operations, and Changes in The Federal Fund Rates", *Federal Reserve Bank of Saint-Louis Review*, vol. 83, pp. 33-47.

TEASE W. (1993) : "Le marché boursier et l'investissement", *Revue économique de l'OCDE*, n°20, pp. 46-69.

TOBIN J. (1969): "A General Equilibrium Approach to Monetary Theory", *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 1, pp. 15-29.

TODA H.Y. (1995): "Finite Sample Performance of Likelihood Ratio Tests for Cointegrating Ranks in Vector Autoregressions", *Econometric Theory*, vol. 11, pp. 1015-1032.

TODA H.Y., PHILLIPS P.C.B. (1993): "Vector Autoregressions and Causality", *Econometrica*, vol. 61, pp. 1367-1393.

TODA H.Y., PHILLIPS P.C.B. (1994): "Vector Autoregressions and Causality: A Theoretical Overview and Simulation Study", *Econometric Reviews*, vol. 13, pp. 259-285.

TODA H.Y., YAMAMOTO T. (1995): "Statistical Inference in Vector Autoregressions with Possibly Integrated Processes", *Journal of Econometrics*, vol. 66, pp. 225-250.

THORBECKE W. (1997): "On the Stock Market Returns and Monetary Policy", *Journal of Finance*, vol. 52, pp. 635-654.

- VAN DEN HEUVEL S. (2001): "The Bank Capital Channel of Monetary Policy", University of Pennsylvania, *Mimeo*.
- VAN NORDEN S. (1995): "Why is it so Hard to Measure the Current Output Gap", *Washington University Working Paper*, n°950601.
- VERMULEN P. (2002): "Business Fixed Investment: Evidence of a Financial Accelerator in Europe", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 64, pp. 213-231.
- VIVES X. (1990): "Nash Equilibrium with Strategic Complementarities", *Journal of Mathematical Economics*, vol. 19, pp. 305-321.
- VIVES X. (2005): "Complementarities and Games: New Developments", *Journal of Economic Literature*, vol. 47, pp. 437-479.
- VON HAGEN J., FENDER I. (1998): "Central Bank Policy in a More Perfect Financial System", *Open Economies Review*, vol. 9, pp. 293-531.
- WALRAS L. (1874-77) : "Eléments d'économie politique pure ou théorie de la richesse sociale", réed. in A. et L. Walras, *Œuvres économiques complètes*, vol. 8, Economica, Paris.
- WARD J.H. (1963): "Hierarchical Grouping to Optimize an Objective Function", *Journal of the American Statistical Association*, vol. 58, pp. 238-244.
- WATSON M.W. (1986): "Univariate Detrending Methods with Stochastic Trends", *Journal of Monetary Econometrics*, vol. 18, pp. 49-75.
- WEINHOLD D. (1996): "Tests de causalité sur données de panel : une application à l'étude de la causalité entre l'investissement et la croissance", *Economie et Prévision*, vol. 126, pp. 163-175.
- WOODFORD M. (2000): "Monetary Policy in World without Money", *International Finance*, vol. 3, pp. 229-260.
- WOODFORD M. (2003): *Interest and Prices: Foundations of a Theory of Monetary Policy*, Princeton University Press.
- YAMAMOTO T., KUROZUMI E. (2003): "Test for Long-Run Granger Non-Causality in Cointegrated Systems", *Hi-Stat Discussion Paper Series*, n°d03-01, Hitotsubashi University.
- ZAPATA H.O., RAMBALDI A.N. (1997): "Monte Carlo Evidence on Cointegration and Causation", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 59, pp. 285-298.
- ZELLNER A. (1988): "Causality and Causal Laws in Economics", *Journal of Econometrics*, vol. 39, pp. 7-22.

Annexes

Cas testables de la procédure de Bruneau et Nicolaï (1995)

Le cas non cointégré

S'il n'existe pas de cointégration dans le système de référence unissant les trois variables y_{it} , la décomposition de Wold "orthogonalisée" est inversible sous la forme d'un VAR(∞)²⁷.

(WO) : $\Delta Y = \Theta(L) \varepsilon^*$ où $\varepsilon^* = (\varepsilon_1^*, \varepsilon_2^*, \varepsilon_3^*)'$ devient :

$$(VAR) : B(L) \Delta Y = \varepsilon^* \quad (4.4)$$

avec $\Theta(L) = B^{-1}(L)$. Supposons que l'on veuille tester $H_0 : B_{12}^{-1}(1) = 0 \Leftrightarrow y_2 \nrightarrow y_1$.

Or $B^{-1}(L) = \frac{1}{|B|} adj(B) \Leftrightarrow$

$$B_{12}^{-1}(1) = -\frac{1}{|B|} (B_{12}(1) B_{33}(1) - B_{13}(1) B_{32}(1)).$$

Donc $B_{12}^{-1}(1) = 0 \Leftrightarrow (B_{12}(1) B_{33}(1) - B_{13}(1) B_{32}(1)) = 0$.

On pose la fonction de restrictions relative à $H_0 : g(B) = B_{12}(1) B_{33}(1) - B_{13}(1) B_{32}(1)$, où $B = (B_{12}(1), B_{13}(1), B_{32}(1), B_{33}(1))'$.

La statistique de Wald associée s'écrit :

$$W_{BN} = g' \left(\left(\frac{\partial g}{\partial B'} \right) V(B) \left(\frac{\partial g}{\partial B} \right)' \right)^{-1} g \sim \chi_1^2 \quad (4.5)$$

où $V(B)$ désigne la matrice de variance-covariance de B .

Bruneau et Nicolaï démontrent la validité de la procédure suivante :

Si on accepte H_0' : nullité jointe des composantes de B , alors c'est qu'il n'y a pas de causalité persistante de y_2 vers y_1 . Sinon on doit tester H_0 . H_0' est testée à partir d'une statistique de Wald standard suivant un χ_4^2 , alors que H_0 est testée à partir de la statistique W_{BN} . En cas d'acceptation de H_0 , on conclut à l'absence de causalité persistante de y_2 vers y_1 .

Comment obtenir $B_{12}(1), B_{13}(1), B_{32}(1), B_{33}(1)$?

²⁷Par souci de simplification, on n'écrit pas l'indice t du temps quand cela n'est pas indispensable.

Dans le cadre trivarié, l'équation (4.4) s'écrit :

$$\begin{bmatrix} B_{11}(L) & B_{12}(L) & B_{13}(L) \\ B_{21}(L) & B_{22}(L) & B_{23}(L) \\ B_{31}(L) & B_{32}(L) & B_{33}(L) \end{bmatrix} \begin{pmatrix} \Delta y_1 \\ \Delta y_2 \\ \Delta y_3 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \varepsilon_1^* \\ \varepsilon_2 \\ \varepsilon_3^* \end{pmatrix} \Leftrightarrow \begin{cases} B_{11}(L) \Delta y_1 + B_{12}(L) \Delta y_2 + B_{13}(L) \Delta y_3 = \varepsilon_1^* \\ B_{21}(L) \Delta y_1 + B_{22}(L) \Delta y_2 + B_{23}(L) \Delta y_3 = \varepsilon_2 \\ B_{31}(L) \Delta y_1 + B_{32}(L) \Delta y_2 + B_{33}(L) \Delta y_3 = \varepsilon_3^* \end{cases} \quad (4.6)$$

Sachant qu'on peut décomposer ainsi $B_{ij}(L) \Delta y_j = [B_{ij}(1) + (1-L) B_{ij}^*(L)] \Delta y_j$, soit :

$B_{ij}(L) \Delta y_j = B_{ij}(1) \Delta y_j + B_{ij}^*(L) \Delta^2 y_j$, le système 4.6 devient :

$$\begin{cases} \Delta y_{1t} = [B_{11,1}L + \dots + B_{11,q-1}L^{q-1}] \Delta y_{1t-1} - B_{12}(1) \Delta y_{2t} - \\ \quad B_{12}^*(L) \Delta^2 y_{2t} - B_{13}(1) \Delta y_{3t} - B_{13}^*(L) \Delta^2 y_{3t} + \varepsilon_{1t}^* \\ \Delta y_{2t} = [B_{22,1}L + \dots + B_{22,q-1}L^{q-1}] \Delta y_{2t-1} - B_{21}(1) \Delta y_{1t} - \\ \quad B_{21}^*(L) \Delta^2 y_{1t} - B_{23}(1) \Delta y_{3t} - B_{23}^*(L) \Delta^2 y_{3t} + \varepsilon_{2t} \\ \Delta y_{3t} = [B_{33,1}L + \dots + B_{33,q-1}L^{q-1}] \Delta y_{3t-1} - B_{31}(1) \Delta y_{1t} - \\ \quad B_{31}^*(L) \Delta^2 y_{1t} - B_{32}(1) \Delta y_{2t} - B_{32}^*(L) \Delta^2 y_{2t} + \varepsilon_{3t}^* \end{cases}$$

En posant $D_{11}(L) = \sum_{i \geq 0} B_{11,i+1}L^i$, $D_{22}(L) = \sum_{i \geq 0} B_{22,i+1}L^i$, $D_{33}(L) = \sum_{i \geq 0} B_{33,i+1}L^i$, on obtient :

$$\begin{cases} \Delta y_{1t} = D_{11}(L) \Delta y_{1t-1} - \mathbf{B}_{12}(1) \Delta y_{2t} - B_{12}^*(L) \Delta^2 y_{2t} \\ \quad - \mathbf{B}_{13}(1) \Delta y_{3t} - B_{13}^*(L) \Delta^2 y_{3t} + \varepsilon_{1t}^* \\ \Delta y_{2t} = D_{22}(L) \Delta y_{2t-1} - B_{21}(1) \Delta y_{1t} - B_{21}^*(L) \Delta^2 y_{1t} \\ \quad - B_{23}(1) \Delta y_{3t} - B_{23}^*(L) \Delta^2 y_{3t} + \varepsilon_{2t} \\ \Delta y_{3t} = \mathbf{D}_{33}(L) \Delta y_{3t-1} - B_{31}(1) \Delta y_{1t} - B_{31}^*(L) \Delta^2 y_{1t} \\ \quad - \mathbf{B}_{32}(1) \Delta y_{2t} - B_{32}^*(L) \Delta^2 y_{2t} + \varepsilon_{3t}^* \end{cases} \quad (4.7)$$

et $D_{33}(L) = B_{33,1} + B_{33,1}L + \dots + B_{33,q+1}L^q$.

Or, $B_{33}(L) = [1 - B_{33,1}L - \dots - B_{33,q}L^q]$, avec $q \rightarrow \infty$, on trouve que :

$$\mathbf{B}_{33}(1) \simeq 1 - D_{33}(1).$$

Finalement on se réfère au système suivant ²⁸:

$$\begin{cases} \Delta y_{1t} = D_{11}(L) \Delta y_{1t-1} - \mathbf{B}_{12}(1) \Delta y_{2t} - B_{12}^*(L) \Delta^2 y_{2t} \\ \quad - \mathbf{B}_{13}(1) \Delta y_{3t} - B_{13}^*(L) \Delta^2 y_{3t} + \varepsilon_{1t}^* \\ \Delta y_{2t} = D_{22}(L) \Delta y_{2t-1} - B_{21}(L) \Delta y_{1t} - B_{23}(L) \Delta y_{3t} + \varepsilon_{2t} \\ \Delta y_{3t} = \mathbf{D}_{33}(1) \Delta y_{3t-1} + D_{33}^*(L) \Delta^2 y_{3t-1} - B_{31}(L) \Delta y_{1t} \\ \quad - \mathbf{B}_{32}(1) \Delta y_{2t} - B_{32}^*(L) \Delta^2 y_{2t} + \varepsilon_{3t}^* \end{cases} \quad (4.8)$$

²⁸Le choix des régresseurs dans les différentes équations du système assure l'orthogonalisation souhaitée des résidus.

Le cas cointégré

Dans ce cas, comme on ne peut inverser la représentation de Wold “orthogonalisée” de l’équation (4.4), il faut, selon Warne (1990), prendre en compte une représentation VAR cointégrée fonction du rang de cointégration et des variables impliquées dans les relations de cointégration.

Trois situations sont possibles.

Le cas où il existe une relation de cointégration Z incluant y_3 ayant pour résidu orthogonalisé η^*

Soient :

$$R_1 \text{ tel que } R_1 (\varepsilon_1^*, \varepsilon_2, \varepsilon_3^*)' = (\varepsilon_1^*, \varepsilon_2, \eta^*)',$$

$$R_2 = \begin{bmatrix} R' \\ (n-r, n) \\ \beta' \\ (r, n) \end{bmatrix}^{29} \text{ tel que } Z = \beta' y \text{ et } D(L) = \begin{bmatrix} I_{n-r} & 0 \\ 0 & (1-L)I_r \end{bmatrix}. \text{ On a :}$$

$$B(L) (\Delta y_1, \Delta y_2, Z)' = (\varepsilon_1^*, \varepsilon_2, \eta^*)' \quad (4.9)$$

avec $COV(\varepsilon_1^*, \varepsilon_2) = COV(\eta^*, \varepsilon_2) = 0 \Leftrightarrow$

$$(\Delta y_1, \Delta y_2, Z)' = B^{-1}(L) R_1 (\varepsilon_1^*, \varepsilon_2, \varepsilon_3^*)' \Leftrightarrow$$

$$R_2^{-1} (\Delta y_1, \Delta y_2, Z)' = (\Delta y_1, \Delta y_2, \Delta y_3)' = R_2^{-1} D(L) B^{-1}(L) R_1 (\varepsilon_1^*, \varepsilon_2, \varepsilon_3^*)'.$$

Or, $\Delta Y = \Theta(L)\varepsilon$. Par analogie au cas cointégré on en déduit que :

$$R_2^{-1} D(L) B^{-1}(L) R_1 = \Theta(L) \quad (4.10)$$

Ce qui importe pour H_0 est que $\Theta_{12}(1) = 0$.

Si on a $n = 3$ et $r = 1$, on part de l’équation (4.9), avec $Z = \beta_1' y_1 + \beta_2' y_2 + \beta_3' y_3$.

$$R_1 = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \\ r_1 & 0 & r_2 \end{bmatrix} \text{ car } B^{-1}(L) (\varepsilon_1^*, \varepsilon_2, \eta^*)' = B^{-1}(L) R_1 (\varepsilon_1^*, \varepsilon_2, \varepsilon_3^*)',$$

avec $COV(\varepsilon_1^*, \varepsilon_2) = COV(\eta^*, \varepsilon_2) = COV(\varepsilon_3^*, \varepsilon_2) = 0$.

$$R_2 \text{ est tel que } (y_1, y_2, Z)' = R_2 (y_1, y_2, y_3)' \Leftrightarrow R_2 = \begin{bmatrix} R' \\ \beta_1' & \beta_2' & \beta_3' \end{bmatrix}$$

$$\Leftrightarrow R_2 = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \\ \beta_1' & \beta_2' & \beta_3' \end{bmatrix}.$$

²⁹Dans l’article de Bruneau et Nicolaï (1995), la dimension indiquée de R' doit être corrigée.

Sachant que $D(L) = \begin{bmatrix} I_2 & 0 \\ 0 & I_1(1-L) \end{bmatrix}$, en développant l'équation (4.10), on trouve que :

$$\Theta_{12}(1) = B_{12}^{-1}(1).$$

Par conséquent, tester $\Theta_{12}(1) = 0$ (non-causalité persistante de y_2 vers y_1) dans le cas cointégré trivarié, avec une relation de cointégration incluant y_3 , revient à tester $B_{12}^{-1}(1) = 0$. On est parti de l'équation (4.9 de la page 266). Par analogie au cas non cointégré où $\Theta_{12}(1) = 0 \Leftrightarrow B_{12}^{-1}(1) = 0$, de l'équation (4.4), on déduit que pour vérifier que $y_2 \nrightarrow y_1$ de manière persistante, il suffit de reprendre la même procédure que dans le cas non cointégré en remplaçant Δy_3 par Z dans le système (4.8).

Le cas où il existe une relation de cointégration excluant y_3

On part de l'équation (4.9) avec $Z = \beta'_4 y_1 + \beta'_5 y_2$.

$$\text{Cette fois } R_1 = \begin{pmatrix} 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \\ r_1 & 0 & r_2 \end{pmatrix}$$

avec $COV(\varepsilon_1^*, \varepsilon_2) = COV(\eta^*, \varepsilon_2) = COV(\varepsilon_3^*, \varepsilon_2) = 0$ et

$$R_2 = \begin{bmatrix} 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \\ \beta'_4 & \beta'_5 & 0 \end{bmatrix}.$$

Après calcul, on trouve que $\Theta_{12}(1) = \frac{\beta'_5}{\beta'_4} B_{11}^{-1}(1)$. Or $\beta'_5 \neq 0$ parce que y_2 explique Z . Donc tester $\Theta_{12}(1) = 0$ revient à tester que $B_{11}^{-1}(1) = 0$.

Par analogie au cas non cointégré, il suffit pour tester la non-causalité persistante de y_2 vers y_1 de reprendre la même procédure que dans le cas non cointégré, à condition de remplacer Δy_1 par Δy_2 , Δy_2 par Δy_3 , Δy_3 par Z dans le système (4.8 de la page 265).

Le cas où il existe deux relations de cointégration, l'une incluant y_3 , l'autre l'excluant

On part de l'équation (4.9) avec $Z_1 = \beta'_1 y_1 + \beta'_2 y_2 + \beta'_3 y_3$ et $Z_2 = \beta'_4 y_1 + \beta'_5 y_2$.

$$R_1 = \begin{pmatrix} 0 & 1 & 0 \\ r_1 & 0 & r_2 \\ r_3 & 0 & r_4 \end{pmatrix}$$

avec $COV(\eta_1^*, \varepsilon_2) = COV(\eta_2^*, \varepsilon_2) = 0$ et

$$R_2 = \begin{bmatrix} 0 & 1 & 0 \\ \beta'_1 & \beta'_2 & \beta'_3 \\ \beta'_4 & \beta'_5 & 0 \end{bmatrix}.$$

En procédant de manière identique aux cas précédents, on en déduit que :

$$\Theta_{12}(1) = -\frac{\beta'_5}{\beta_4} B_{11}^{-1}(1).$$

Comme dans le cas cointégré avec une relation de cointégration excluant y_3 , on remarque que, tester $\Theta_{12}(1) = 0$ revient à tester $B_{11}^{-1}(1) = 0$.

Par analogie au cas non cointégré, il suffit pour tester la non-causalité persistante de y_2 vers y_1 , de reprendre la même procédure que dans le cas non cointégré à condition de remplacer Δy_1 par Δy_2 , Δy_2 par Z_1 , Δy_3 par Z_2 dans le système (4.8).

La procédure de Bruneau et Jondeau (1999)

On part du VECM(p) :

$$\Delta Y_t - \Gamma_1 \Delta Y_{t-1} - \dots - \Gamma_{p-1} \Delta Y_{t-p-1} = \alpha \beta' Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4.11)$$

$(n,T) \quad (n,n) \quad (n,n)$

Posons $\Gamma_{\{n,n(p-1)\}} = [\Gamma_1 \dots \Gamma_{p-1}]$ et $\Theta_{\{n,n(p-1)+r\}} = \begin{bmatrix} -\Gamma & -\alpha \\ & (n,r) \end{bmatrix}$.

Si on note :

$$D_{\{np+r,n(p+1)\}} = \begin{bmatrix} I_n & -I_n & 0 & \dots & 0 & 0 \\ 0 & I_n & -I_n & & \cdot & \cdot \\ 0 & 0 & I_n & \dots & 0 & 0 \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & -I_n & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \dots & I_n & -I_n \\ 0 & -\beta' & 0 & \dots & 0 & 0 \end{bmatrix},$$

$$\kappa_{(n,np+r)} = [I_n \quad \Theta],$$

$$G_{(np+r,n)} = \begin{bmatrix} \Lambda M^{-1} J & 0 \\ 0 & I_r \end{bmatrix} \text{ où } \Lambda_{(np,n)} = \left(\underbrace{1 \dots 1}_p \right)' \otimes I_n,$$

$$J_{(n,n-r)} = \begin{bmatrix} I_{n-r} \\ 0_{(r,n-r)} \end{bmatrix},$$

$$M_{(n,n)} = \begin{bmatrix} S_{(n-r,n)} \\ \beta' \end{bmatrix} \text{ avec } S = [I_{n-r} \quad 0_{(n-r,r)}],$$

$$\Xi_{kj} = v_j' \otimes u_k' M^{-1} D(1) \text{ où } D(1) = \begin{bmatrix} I_{n-r} & 0 \\ 0_{(r,n-r)} & 0_r \end{bmatrix}$$

$\{p,n^2(p+1)\} \quad \{n(p+1),p\} \quad (n-r,r)$

v_j est une matrice dont les composantes de la l ème colonne sont des 1 dans la $\{n(p+1),p\}$ $\{n(l-1)+j\}$ jème ligne pour $1 \leq l \leq p$, avec des 0 partout ailleurs. u_k est une matrice $(n,1)$

dont la k ème ligne est composée de 1, avec des 0 partout ailleurs. On définit :

$$\underbrace{g_{kj}}_{(p,1)} = \underbrace{\Xi_{kj}}_{\{p,n^2(p+1)\}} \underbrace{vec[(\kappa G)^{-1} \kappa D]}_{\{n^2(p+1),1\}} \text{ et}$$

$$\Omega_{g_{jk}} = \frac{\partial g_{kj}}{\partial vec(\Theta)'} \cdot \Omega_{\Theta} \cdot \frac{\partial g_{kj}}{\partial vec(\Theta)},$$

(p,p)

$$\text{avec } \underbrace{\frac{\partial g_{kj}}{\partial \text{vec}(\Theta)'} }_{\{p, n(n(p-1)+r)\}} = \frac{\partial g_{kj}}{\partial \text{vec}(\kappa)'} \zeta \text{ où}$$

$$\underbrace{\frac{\partial g_{kj}}{\partial \text{vec}(\kappa)'} }_{\{p, n(np+r)\}} = -\Xi_{kj} \left((\kappa D)' \otimes I_n \right) \cdot \left((\kappa G)^{-1'} \otimes (\kappa G)^{-1} \right) \cdot (G^{-1} \otimes I_n)$$

$$+\Xi_{kj} \left(I_{n(p+1)} \otimes (\kappa G)^{-1} \right) \cdot (D' \otimes I_n) \text{ et}$$

$$\underbrace{\zeta}_{\{n(np+r), n(n(p-1)+r)\}} = \begin{pmatrix} 0_{(n^2, n^2p-n^2+rn)} \\ I_{(n^2p-n^2+rn)} \end{pmatrix}^{30}.$$

Ω_Θ est la matrice de variance-covariance de $\text{vec}(\hat{\Theta})$.

La statistique de Wald associé à $H_0 : Y_j \not\rightarrow Y_k$ ($g_{kj}(\Theta) = 0$ ou encore $C_{kj}(1) \Lambda_{kj}(L) = 0$)

vaut :

$$W_{BJ} = T \underbrace{g'_{kj}(\hat{\Theta})}_{(1,p)} \underbrace{\Omega_{g_{kj}}^{-1}}_{(p,p)} \underbrace{g_{kj}(\hat{\Theta})}_{(p,1)} \sim \chi_p^2 \quad (4.12)$$

car il y a p restrictions non redondantes.

³⁰Dans l'article de Bruneau et Jondeau (1999a), la dimension des composantes indiquée doit être corrigée.

Des éléments de calcul dans la procédure de Yamamoto et Kurozumi (2003)

$\Omega_{(n^2p, n^2p)} = F \cdot \text{Vec} \cdot F'$ où :

$$F_{\{n^2p, (n(p-1)+r)n\}} = C \otimes K'^{-1} \cdot G \cdot L \cdot [I_{(p-1)n+r} - E'_{22}]^{-1} \cdot \begin{bmatrix} I_r & 0 \\ 0 & I_{p-1} \otimes H' \end{bmatrix}.$$

On définit les éléments de F de la façon suivante :

$$H_{(n,n)} = \begin{bmatrix} \beta_{\perp} & \beta \end{bmatrix}, G = I_p \otimes H, \underbrace{L}_{\{np, (p-1)n+r\}} = \begin{bmatrix} 0 \\ I_{(p-1)n+r} \end{bmatrix},$$

$$K'^{-1}_{(np, np)} = \begin{bmatrix} I_n & 0 & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & 0 \\ I_n & -I_n & & & & & \cdot \\ 0 & \cdot & \cdot & & & & \cdot \\ \cdot & & \cdot & \cdot & & & \cdot \\ \cdot & & & \cdot & & & \cdot \\ \cdot & & & & \cdot & & 0 \\ 0 & \cdot & \cdot & \cdot & 0 & I_n & -I_n \end{bmatrix},$$

$$E_{22}_{\{(p-1)n+r, (p-1)n+r\}} = \begin{bmatrix} I_r + \beta' \alpha & \ddot{\Gamma}_1 & \cdot & \cdot & \cdot & \Gamma_{p-1}^{\dots} \\ \beta'_{\perp} \alpha & \overline{\Gamma}_1 & \cdot & \cdot & \cdot & \overline{\Gamma}_{p-1} \\ \beta' \alpha & & & & & \\ I_n & 0 & \cdot & \cdot & \cdot & 0 \\ 0 & I_n & & & & 0 \\ \cdot & & \cdot & & & \cdot \\ \cdot & & & \cdot & & \cdot \\ \cdot & & & & \cdot & \cdot \\ 0 & \cdot & \cdot & \cdot & I_n & 0 \end{bmatrix}.$$

On note que : $\forall 1 \leq i \leq p-1, \overline{\Gamma}_i = H' \cdot \Gamma_i \cdot H$ et $\ddot{\Gamma}_i = \beta' \cdot \Gamma_i \cdot H$.

De plus, $\underbrace{\text{Vec}}_{\{n^2(p-1)+rn, n^2(p-1)+rn\}} = \Omega_{\varepsilon\varepsilon} \otimes \Omega_{\xi\xi}^{-1}$ avec $\Omega_{\varepsilon\varepsilon}$ est la matrice de variance-covariance

associée au $VAR(p) : Y_t = A_1 Y_{t-1} + \dots + A_p Y_{t-p}$ et $\Omega_{\xi\xi} = E[\xi \cdot \xi']$ avec :

$$\underbrace{\xi}_{\{n(p-1)+r, T-p\}} = \left[\left(\beta' Y_{t-1} \right)', \Delta Y'_{t-1}, \dots, \Delta Y'_{t-p+1} \right]'$$

Un exemple de résolution de la dégénérescence matricielle dans une procédure causale sur groupes de variables

On traite ici de la procédure de Yamamoto et Kurozumi (2003).

Il existe deux procédures pour traiter la difficulté de dégénérescence matricielle qui se présente.

La procédure de l'inverse généralisé

C'est une méthode usuelle appliquée quand une matrice est sujette à un risque de dégénérescence. On obtient ainsi une nouvelle statistique de Wald :

$$W_{YK}^- = T \left(\begin{matrix} R\hat{b} \\ (1, pn_1 n_2) \end{matrix} \right)' \left(\begin{matrix} R\Omega R' \\ (pn_1 n_2, pn_1 n_2) \end{matrix} \right)^- \left(R\hat{b} \right) \sim \chi_s^2 \quad (4.13)$$

où $(R\Omega R')^-$ est l'inverse généralisé de $R\Omega R'$ et $s = rg(R\Omega R')$.

Les auteurs proposent le même schéma pour le calcul d'une statistique susceptible de tester la neutralité de $R_R^* Y \rightarrow R_L Y$ à long terme :

$$W_{YK_N}^- = T \left(R_N \hat{b} \right)' \left(R_N \Omega R'_N \right)^- \left(R_N \hat{b} \right) \sim \chi_s^2 \quad (4.14)$$

avec $R_N = R_L \otimes R_{R,N}$ où $R_{R,N} = \left[\underbrace{1, 0, \dots, 0}_{(1,p)} \right] \otimes R_R^*$.

L'important dans cette méthode consiste à connaître $rg(R\Omega R')$ ou $rg(R_N \Omega R'_N)$ pour pouvoir bien appliquer la méthode de l'inverse généralisé. Or, les auteurs démontrent que :

$$rg(R\Omega R') = rg(R_N \Omega R'_N) = rg(R_L \beta_\perp) \cdot [rg(R_R^* \beta) + (p-1)n_2] \quad (4.15)$$

Il est nécessaire de recourir dans certains cas au test de rang de Kurozumi (2003). Si $n_1 > n-r$ ou $n > r$, alors $R\Omega R'$ est dégénéré et il faut obligatoirement recourir à une des méthodes de résolution de la dégénérescence. Si $n_1 \leq n-r$ et $n_2 \leq r$, on doit calculer $rg(R_L \beta_\perp)$ et $rg(R_R^* \beta)$ respectivement. Compte tenu de la définition du rang d'une matrice et des dimensions de $R_L \beta_\perp$ et $R_R^* \beta$, la dégénérescence n'est pas systématique dans le cas où $n_1 \leq n-r$ et $n_2 \leq r$. On teste de manière séquentielle :

$H_0 : rg(R_R^* \beta) = f$ contre $H_1 : rg(R_R^* \beta) > f$ et $H_0 : rg(R_L \beta_\perp) = g$ contre $H_1 : rg(R_L \beta_\perp) > g$, sachant que $0 \leq f < \min(n_2, r)$ et $0 \leq g < \min(n_1, n-r)$.

Posons $\beta_1 = R_R^* \beta$, $\beta_{1\perp} = R_R^* \beta_\perp$ et $\beta_1^* = R_L \beta$, $\beta_{1\perp}^* = R_L \beta_\perp$. Grâce à la méthode de Robin et Smith (2000), qui testent le rang d'une matrice à partir de sa forme quadratique pour lui garantir des valeurs propres à partie réelle positive, on distingue deux cas légèrement distincts dans lesquels est le calcul de $rg(\beta_1)$ et de $rg(\beta_{1\perp}^*)$ importe.

Dans le premier cas, on suppose que $\mu = 0$ dans l'équation (2.16 de la page 105). L'équation (2.14 de la page 104), corollaire à l'équation (2.16) peut s'écrire :

$$\Delta Y_t = \alpha \beta' Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta Y_{t-i} + \delta D_t + \varepsilon_t. \quad (4.16)$$

Soient $\Psi_{(r,r)} = \alpha' \Omega_\varepsilon^{-1} \alpha$ et

$$\Phi_{(n_2, n_2)} = \beta_1 \left(\beta \beta' \right)^{-1} \beta_1' + \beta_{1\perp} \left(\frac{1}{T} \beta_\perp' S_{11} \beta_\perp \right)^{-1} \beta_{1\perp}', \text{ avec}$$

$S_{11} = \frac{1}{T} \sum_{i=1}^T R_{1t} R_{1t}'$ où R_{1t} est le résidu de la régression de Y_{t-1} sur $\Delta Y_{t-1}, \dots, \Delta Y_{t-p+1}, D_t$ en cas de dummy dans l'équation (2.16)³¹.

Comme ces deux matrices sont symétriques définies positives et de plein rang, $rg(\beta_1) = rg\left(\Phi^{-1} \beta_1 \Psi \beta_1'\right)$. Pour tester $rg(\beta_1)$, on utilise la statistique de test :

$$\ell = T^2 \sum_{i=f+1}^{n_2} \hat{\lambda}_i \xrightarrow{d} \chi_{(n_2-f)(r-f)}^2 \text{ avec } (\lambda_1 \geq \dots \geq \lambda_{n_2}) \text{ les valeurs propres de } \Phi^{-1} \beta_1 \Psi \beta_1'.$$

Soient $\ddot{\Psi}_{(n-r, n-r)} = \frac{1}{T} \overline{\beta_\perp}' S_{11} \overline{\beta_\perp}$ où $\overline{\beta_\perp} = \beta_\perp \left(\beta_\perp' \beta_\perp \right)^{-1}$ et

$$\ddot{\Phi}_{(n_1, n_1)} = \beta_{1\perp}^* \left(\beta_\perp' \beta_\perp \right)^{-1} \beta_{1\perp}^{*'} + \beta_1^* \left(\beta \beta' \right)^{-1} \Psi^{-1} \left(\beta \beta' \right)^{-1} \beta_1^*.$$

Dans la même logique, on en déduit que pour tester $rg(\beta_{1\perp}^*)$, il faut utiliser la statistique de test :

$$\ell_\perp = T^2 \sum_{i=g+1}^{n_1} \hat{\lambda}_i^* \xrightarrow{d} \chi_{(n_1-g)(r-g)}^2 \text{ avec } (\lambda_1^* \geq \dots \geq \lambda_{n_1}^*) \text{ les valeurs propres de } \ddot{\Phi}^{-1} \beta_{1\perp}^* \ddot{\Psi} \beta_{1\perp}^{*'}.$$

Dans le second cas, $\mu \neq 0$. L'équation (2.14) sous forme complète peut s'écrire ainsi :

$$\Delta Y_t = \alpha \beta^+ Y_{t-1}^+ + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta Y_{t-i} + \mu + \delta D_t + \varepsilon_t. \quad (4.17)$$

avec $\beta^+ = \left[\beta', \rho_0 \right]'$, où $d = \alpha \rho_0$ et $Y_{t-1}^+ = \left[Y_{t-1}', 1 \right]'$. On définit :

$$\Phi_{(n_2, n_2)} = \beta_1 \left(\beta' \beta \right)^{-1} \beta_1' + \beta_{1\perp} \left(\beta_\perp' \beta_\perp \right)^{-1} L' \left(\Upsilon_T' S_{11}^+ \Upsilon_T \right)^{-1} L \left(\beta_\perp' \beta_\perp \right)^{-1} \beta_{1\perp}' \text{ avec}$$

$$L_{(n-r+1, n-r+1)} = \begin{bmatrix} I_{n-r} \\ 0 \end{bmatrix} \text{ et } \Upsilon_T_{(n+1, n-r+1)} = \begin{bmatrix} T^{-\frac{1}{2}} \overline{\beta_\perp} & 0 \\ 0 & 1 \end{bmatrix} \text{ où } \overline{\beta_\perp} = \beta_\perp \left(\beta_\perp' \beta_\perp \right)^{-1} \text{ et}$$

³¹Dans le calcul du maximum de vraisemblance de Johansen, la fonction de vraisemblance est concentrée autour des paramètres de court terme du VECM ($\Gamma_1, \dots, \Gamma_{p-1}, \mu, \delta$) en régressant ΔY_t et Y_{t-k} sur $\Delta Y_{t-1}, \dots, \Delta Y_{t-p+1}$. Ceci définit les résidus R_{0t} et R_{kt} avec $S_{ij} = T^{-1} \sum_{t=1}^T R_{it} R_{it}'$ où $\{i, j = 0, k\}$.

$S_{11}^+ = \frac{1}{T} \sum_{i=1}^T R_{1t}^+ R_{1t}^{+'}$ où R_{1t}^+ est le résidu de la régression de Y_{t-1} sur $\Delta Y_{t-1}, \dots, \Delta Y_{t-p+1}, 1$

D_t en cas de dummy dans l'équation (2.16).

Ψ reste identique et on a la statistique de test du $rg(\beta_1) : \ell$ définie de manière invariante avec une convergence en distribution vers un $\chi_{(n_2-f)(r-f)}^2$.

Soient $\ddot{\Psi} = \left(L' [\Upsilon_T' S_{11}^+ \Upsilon_T]^{-1} L \right)^{-1}$ et $\ddot{\Phi}$ qui demeure inchangé. On obtient ℓ_{\perp} , statistique de test de $rg(\beta_{1\perp}^*)$, définie comme précédemment. Elle tend en distribution vers un $\chi_{(n_1-g)(r-g)}^2$.

Sous forme détaillée, on a pour la statistique ℓ respectivement $[\ell^*]$:

Premier test : $H_0 : f[g] = 0$ contre $H_1 : f[g] > 0$



Rejet

Acceptation : $f[g] = 0$



Deuxième test : $H_0 : f[g] = 1$ contre $H_1 : f[g] > 1$

.
.
.

jusqu'à accepter H_0 .

Si $H_0 : f[g] = \min(n_2 [n_1], r [n - r]) - 1 = 0$ est rejetée, alors :

$rg(R_R^* \beta) = n_2 [rg(R_L \beta_{\perp}) = n_1]$ car $R_R^* \beta [R_L \beta_{\perp}]$ est de plein rang.

Si on trouve que $rg(R \Omega R') = rg(R_N \Omega R_N') = 0$, c'est que respectivement il n'y a pas de causalité de $R_R^* Y$ vers $R_L Y$, et il y a neutralité de $R_R^* Y$ vers $R_L Y$.

La procédure alternative

La deuxième procédure développée par Yamamoto et Kurozumi (2003) revient à calculer une autre statistique de Wald. Pour la non-causalité de $R_R^* Y$ vers $R_L Y$, on a sous H_0 :

$$W_{YK}^+ = T \left(\widehat{Rb} \right)' \left(\widehat{Rb} \right) \sim a \chi_f^2 \quad (4.18)$$

avec $a = \frac{\sum_{j=1}^s \lambda_j^s}{\sum_{j=1}^s \lambda_j}$ et $f = \frac{\left(\sum_{j=1}^s \lambda_j \right)^2}{\sum_{j=1}^s \lambda_j^2}$, où s est tel que λ_j pour $1 \leq j \leq s$ sont les valeurs propres de $R \Omega R$.

On a sur le même schéma une statistique de test de neutralité.

$W_{YK_N}^+ = \frac{T}{a} \left(R_N \hat{b} \right)' \left(R_N \hat{b} \right) \sim \chi_f^2$ de manière approximative, avec λ_j valeurs propres de $R_N \Omega R_N'$.

Il faut remarquer que f est généralement fractionnaire. La programmation sur GAUSS permet de calculer ces statistiques de test grâce à la procédure “cdfchinc”. La programmation peut aussi être réalisée sur SAS IML en utilisant CDF(‘Chisquared’).

L’avantage de cette méthode alternative est que la statistique de test ne dépend pas de la manière dont on effectue un test de rang contrairement à la première méthode de l’inverse généralisé.

En résumé, il faut au préalable étudier la stationnarité des séries, ainsi que les possibilités de cointégration. Ensuite, viennent l’estimation du VECM de l’équation (2.14) de la page 104 par le maximum de vraisemblance et la détermination de $rg(R\Omega R')$ en calculant $rg(R_R^* \beta)$ et $rg(R_L \beta_{\perp})$ par la méthode de Kurozumi (2003). Selon le résultat obtenu, on utilise les statistiques de test de non-causalité à long terme W_{YK} définie à l’équation (2.18) de la page 105 ou (W_{YK}^-/W_{YK}^+) et de neutralité W_{YK_N} ou $(W_{YK_N}^-/W_{YK_N}^+)$.

$$W_{YK_N} = \frac{T}{a} \left(R_N \hat{b} \right)' \left(R_N \Omega R_N' \right)^{-1} \left(R_N \hat{b} \right) \quad (4.19)$$

Si $(R\Omega R')$ ou $(R_N \Omega R_N')$ est de plein rang, on utilise W_{YK} ou W_{YK_N} et si $(R\Omega R')$ ou $(R_N \Omega R_N')$ est dégénérée, on doit recourir à (W_{YK}^-/W_{YK}^+) ou $(W_{YK_N}^-/W_{YK_N}^+)$.

Par ailleurs, Yamamoto et Kurozumi (2003) démontrent que si les calculs de W_{YK}^- et de $W_{YK_N}^-$ sont plus complexes à mettre en oeuvre, les tests associés en échantillon fini sont plus puissants qu’en utilisant $(W_{YK}^+$ et $W_{YK_N}^+)$.

La détermination de la contribution des canaux de transmission à la rétroaction entre les sphères réelle, monétaire et financière

Cet annexe présente un résumé de la logique contrefactuelle poursuivie dans Bates (2005). Le but est d'offrir une méthode de détermination du sens de causalité prédominant en intensité dans la rétroaction entre les sphères réelle et financière. Par une analyse contrefactuelle, on détermine comment les canaux de transmission monétaire influencent cette structure causale. Pour cela, on utilise le test de causalité issu d'une estimation FM-VAR³², conformément à Phillips (1995), de systèmes liant les variables homogènes réelles et financières. On distingue :

- Des systèmes liant des agrégats réels et financiers ;
- Des systèmes liant des prix réels et financiers ;
- Des systèmes liant des agrégats réels et prix financiers ;
- Des systèmes liant des agrégats réels et financiers.

Par souci de parcimonie, les systèmes comportent au plus quatre variables. Pour chacun des quatre types de causalité provenant du découpage précédent, avec k_1 le nombre de relations causales du financier vers le réel et k_2 le nombre de relations causales inverses, les indicateurs suivants sont calculés :

$$\text{Intensité de la causalité du financier vers le réel} \quad (4.20)$$

$$f_k = \sum_{i=1}^{k_1} (|\hat{\beta}_i| (1 - \hat{p}_i))$$

$$\text{Intensité de la causalité du réel vers le financier} \quad (4.21)$$

$$r_k = \sum_{j=1}^{k_2} (|\hat{\gamma}_j| (1 - \hat{p}_j))$$

Avec les quatre types de causalité entre le réel et le financier :

$$GCI = \sum_{k=1}^4 (f_k - r_k) \quad (4.22)$$

Les $\hat{\beta}_i$ et $\hat{\gamma}_j$ sont les élasticités moyennes de long terme des variables causées par rapport aux variables causales sur deux groupes de variables mises en relation. \hat{p} est le niveau marginal de significativité ou la *p-value* rattaché à H_0 : non-causalité entre le groupe d'indicateurs financiers et réels et inversement.

Le signe de *GCI* fournit le sens de causalité prédominant. On refait les mêmes calculs en enlevant dans l'analyse des variables de transmission de la politique monétaire³³. Il s'agit

³² Voir le détail mathématique de l'estimation d'un processus FM-VAR, p. 111.

³³ Dans Bates (2005), le découpage des canaux de transmission est moins précis que celui présenté dans la thèse, compte tenu du trop grand nombre de variables de transmission choisies.

alors de comparer la nouvelle valeur obtenue de l'indicateur d'intensité causale prédominante entre le réel et le financier avec celle de GCI – ceci pour chaque canal – afin que, sachant l'existence d'une réponse de la sphère réelle à toute transmission monétaire, on puisse dire à quel niveau les différents canaux de transmission monétaire contribuent au sens de causalité prédominant entre le réel et le financier.

L'apport de Toda et Phillips (1994) : La causalité au-delà de l'exogénéité

Hall et Milne (1994) à la suite de Hall et Wickens (1993) analysent la causalité de long terme sur un système cointégré comme une conséquence de l'exogénéité faible. L'exogénéité faible en paramètres d'une variable ou d'un groupe de variables se définit par le fait que l'on puisse considérer fixes ces paramètres dans le modèle explicatif du phénomène étudié.

Dans le système d'équations (2.14) de la page 104, le processus Y peut être partitionné en deux groupes de vecteurs appelés X_t et Z_t de dimensions respectives g et k . On obtient donc

$$\left\{ \begin{array}{l} \Delta X_t = \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_{XX,i} \Delta X_{t-i} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_{XZ,i} \Delta Z_{t-i} + \\ \alpha_X \begin{bmatrix} \beta'_X & \beta'_Z \end{bmatrix} \begin{pmatrix} X_{t-1} \\ Z_{t-1} \end{pmatrix} + \varepsilon_{X_t} \\ \Delta Z_t = \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_{ZX,i} \Delta X_{t-i} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_{ZZ,i} \Delta Z_{t-i} + \\ \alpha_Z \begin{bmatrix} \beta'_X & \beta'_Z \end{bmatrix} \begin{pmatrix} X_{t-1} \\ Z_{t-1} \end{pmatrix} + \varepsilon_{Z_t} \end{array} \right. \quad (4.23)$$

où $\begin{pmatrix} \varepsilon_{X_t} \\ \varepsilon_{Z_t} \end{pmatrix} \sim \mathcal{N} \left[\begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} \Omega_{XX} & \Omega_{XZ} \\ \Omega_{ZX} & \Omega_{ZZ} \end{pmatrix} \right]$, $g + k = n$.

Le système (4.23) constitue l'écriture canonique du VECM.

Supposons que l'on s'intéresse à l'exogénéité de Z pour les paramètres de long terme explicatifs de X . Comme on orthogonalise toujours par rapport à la variable prétendue endogène, le système (4.23) devient sous forme orthogonalisée :

$$\left\{ \begin{array}{l} \Delta X_t = \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_{XX,i}^* \Delta X_{t-i} + \sum_{i=0}^{p-1} \Gamma_{XZ,i}^* \Delta Z_{t-i} + \\ \alpha_X^* \begin{bmatrix} \beta'_X & \beta'_Z \end{bmatrix} \begin{pmatrix} X_{t-1} \\ Z_{t-1} \end{pmatrix} + \eta_{X_t} \\ \Delta Z_t = \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_{ZX,i} \Delta X_{t-i} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_{ZZ,i} \Delta Z_{t-i} + \\ \alpha_Z \begin{bmatrix} \beta'_X & \beta'_Z \end{bmatrix} \begin{pmatrix} X_{t-1} \\ Z_{t-1} \end{pmatrix} + \varepsilon_{Z_t} \end{array} \right. \quad (4.24)$$

avec $\begin{pmatrix} \eta_{X_t} \\ \varepsilon_{Z_t} \end{pmatrix} \sim \mathcal{N} \left[\begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} \Omega_{XX}^* & 0 \\ 0 & \Omega_{ZZ} \end{pmatrix} \right]$ et les transformations suivantes :

$$\left\{ \begin{array}{l} \Gamma_{XX}^*(L) = \Gamma_{XX}(L) - \Omega_{XZ}\Omega_{ZZ}^{-1}\Omega_{ZX}(L) = I_g - \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_{XX,i}^* L^i \\ \Gamma_{XZ}^*(L) = \Gamma_{XZ}(L) - \Omega_{XZ}\Omega_{ZZ}^{-1}\Omega_{ZZ}(L) = - \sum_{i=0}^{p-1} \Gamma_{XZ,i}^* L^i \\ \alpha_X^* = \alpha_X - \Omega_{XZ}\Omega_{ZZ}^{-1}\alpha_Z \\ \eta_X = \varepsilon_X - \Omega_{XZ}\Omega_{ZZ}^{-1}\varepsilon_Z \\ \Omega_{XX}^* = \Omega_{XX} - \Omega_{XZ}\Omega_{ZZ}^{-1} \end{array} \right.$$

Selon Johansen (1992), une condition suffisante à l'exogénéité faible de Z pour les paramètres de long terme de l'équation explicative de X est que α_Z soit nul, c'est-à-dire que la cointégration entre X et Z ne serve pas à expliquer Z . Selon Hall et Milne (1994), le test de Johansen (1992) qui consiste à tester la restriction $\alpha_Z = 0$ peut être assimilé à un test de non-causalité à long terme de X vers Z au sens de Granger (1969). En effet, pour les paramètres explicatifs de X , Z peut alors être considéré comme fixe. De plus, on n'a pas besoin pour une modélisation efficace d'intégrer à long terme le vecteur X dans quelque explication de Z . On retrouve ici des conclusions déjà établies par Granger (1988) et Granger et Lin (1995). Par modélisation efficace, on entend le respect d'une condition de parcimonie, à savoir que l'inférence statistique sur X n'implique pas d'équation supplémentaire explicative de Z , d'où moins de paramètres estimés. Dès lors, supposer l'exogénéité faible de Z pour les paramètres de long terme Π_X^* revient, dans un cadre cointégré, à supposer une non-causalité de X vers Z .

La procédure de test ainsi décrite présente l'avantage d'une très grande simplicité de mise en oeuvre puisqu'il s'agit de restrictions linéaires aisément testables au moyen d'une statistique de Wald standard. Néanmoins, ce test peut apparaître comme partiel parce que la condition de non-causalité porte uniquement sur une force de rappel vers l'équilibre de long terme sans considérer les facteurs cointégrants, à savoir les paramètres β . C'est l'une des réponses à cette insuffisance qui est fournie par Toda et Phillips (1993, 1994).

Des éléments de précision sur la procédure de TYDL (1995-1996)

Dans la méthode de Toda, Yamamoto (1995), Dolado et Lütkepohl (1996), l'idée est la suivante. On part de :

$$Y_t = \widehat{\Gamma}\tau_t + \widehat{\Phi}X_t + \widehat{\Psi}Z_t + \widehat{\varepsilon}_t \quad (4.25)$$

avec

$$\widehat{\Gamma} = (\widehat{\gamma}_0, \dots, \widehat{\gamma}_q) ;$$

$$\tau_t = (1, t, \dots, t^q)' ;$$

$$X_t = (y'_{t-1}, \dots, y'_{t-k})' ;$$

$$Z_t = (y'_{t-1-k-1}, \dots, y'_{t-p})' ;$$

$$\widehat{\Phi} = (\widehat{J}_1, \dots, \widehat{J}_k) ;$$

$$\widehat{\Psi} = (\widehat{J}_{k+1}, \dots, \widehat{J}_p) .$$

Le symbole " $\widehat{}$ " signifie que ce sont les paramètres estimés par MCO. Les restrictions relatives à H_0 porte sur $\widehat{\Phi}$ qui est associé à un régresseur en niveau non nécessairement stationnaire.

Si on note $X_t^{(d)} = (\Delta^d y'_{t-1}, \dots, \Delta^d y'_{t-k})'$ où $\Delta^d = (1 - L)^d$,

$$Z_t^{(d)} = (\Delta^d y'_{t-1-k-1}, \dots, \Delta^d y'_{t-p+d}, \Delta^{d-1} y'_{t-p+d-1}, \dots, \Delta y'_{t-p+1}, y'_{t-p})'$$

on peut définir une matrice P_d telle que :

$$\begin{pmatrix} X_t^{(d)} \\ Z_t^{(d)} \end{pmatrix} = P_d^{-1} \cdot \begin{pmatrix} X_t \\ Z_t \end{pmatrix} \text{ avec}$$

$$\Phi_d = \Phi \cdot P_d \text{ et } \Psi_d = \Psi \cdot P_d .$$

Par conséquent, de l'équation (4.25), on en déduit que :

$$Y_t = \widehat{\Gamma}\tau_t + \widehat{\Phi}_d \cdot P_d^{-1} \cdot P_d \cdot X_t^{(d)} + \widehat{\Psi}_d \cdot P_d^{-1} \cdot P_d \cdot Z_t^{(d)} + \widehat{\varepsilon}_t \quad (4.26)$$

\Leftrightarrow

$$Y_t = \widehat{\Gamma}\tau_t + \widehat{\Phi}_d \cdot X_t^{(d)} + \widehat{\Psi}_d \cdot Z_t^{(d)} + \widehat{\varepsilon}_t \quad (4.27)$$

Maintenant, les restrictions relatives à H_0 portent sur $\widehat{\Phi}_d$ qui est associé à un régresseur stationnaire respectant les propriétés des MCO. Dès lors, la statistique de Wald associée au test de TYDL ne peut que converger en loi vers un khi-deux.

Des éléments de précisions sur la MSCI

Les tests *CUSUM* et *CUSUMSQ*

Le test du *CUSUM*, tiré de Harvey (1990) et de Brown, Durbin, Evans (1995), permet de juger la stabilité structurelle du modèle.

$$CUSUM_t = \frac{1}{\hat{\sigma}_y} \cdot \sum_{j=1}^t (y_j - \bar{y}) \quad (4.28)$$

où $\hat{\sigma}_y = \sqrt{\frac{1}{T} \sum_{j=1}^T (y_j - \bar{y})^2}$.

Le *CUSUMSQ* permet de valider l'existence d'*outliers*.

$$CUSUMSQ_t = \frac{\sum_{j=1}^t (y_j - \bar{y})^2}{\sum_{j=1}^T (y_j - \bar{y})^2} \quad (4.29)$$

Si le modèle est homoscédastique, le *CUSUMSQ* est une fonction croissante autour de la première bissectrice ; sinon il existe de l'hétéroscédasticité à corriger.

Les tests de normalité

Deux sont utilisés sont celui de Bowman-Shenton (1977), et celui de Dornick-Hansen (1994) valable pour les échantillons de petite taille. On les note respectivement N_{BS} et N_{DH} .

Le premier test utilise une statistique :

$$N_{BS} = s + k \quad (4.30)$$

avec s le coefficient d'asymétrie lié à y et k le coefficient d'aplatissement.

Le second test N_{DH} est une correction pour petit échantillon du test de normalité de Bowman-Shenton. N_{DH} comme N_{BH} suit une loi du χ_2 sous H_0 : normalité des résidus.

Précisions sur la MSCI multivariée

Un modèle *SUTSE* s'écrit de manière générale de la façon suivante :

$$\left\{ \begin{array}{l} \text{Equation (3.5) de la page 131, } \varepsilon \sim NID(0, \sum_{\varepsilon}) \\ \text{Equation (3.2) de la page 130, } \eta \sim NID(0, \sum_{\eta}) \text{ et } \zeta \sim NID(0, \sum_{\zeta}) \\ \text{Equation (3.3) de la page 130, } (\omega, \omega^*) \sim NID(0, \sum_{\omega}) \\ \text{Equation (3.4) de la page 130, } (\kappa, \kappa^*) \sim NID(0, \sum_{\kappa}) \end{array} \right. \quad (4.31)$$

La présence de facteurs communs signifie que la matrice des innovations de la composante concernée n'est pas de plein rang. En présence de f facteurs communs pour le niveau de la tendance, en isolant le niveau du trend dans l'équation (4.31), on obtient :

$$\left\{ \begin{array}{l} Y_t = \theta \cdot \mu_t^+ + \mu_\theta + \varepsilon_t \\ \mu_t^+ = \mu_{t-1}^+ + \eta_t^+, \eta_t^+ \sim NID(0, D_\eta) \end{array} \right. \quad (4.32)$$

θ est la matrice des poids du niveau commun de la tendance avec $\theta_{ii} = 1$ et $\theta_{ij} = 0 \forall j > i$.

D_η est une matrice diagonale.

$$\mu_\theta = \begin{bmatrix} 0 \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ 0 \\ \text{---} \\ \bar{\mu} \end{bmatrix}.$$

La première partie de la matrice comporte f éléments. La dernière partie $\bar{\mu}$ regroupe $(n - f)$ éléments et représente la partie déterministe du niveau de la tendance.

Le modèle *SUTSE*, avec présence de facteurs communs pour le niveau de la tendance, s'écrit sous la forme du *SUTSE* de l'équation (4.31), en isolant la tendance, comme suit :

$$\mu_t = \theta \cdot \mu_t^+ + \mu_\theta \text{ et}$$

$$\Sigma_\eta = \theta \cdot D_\eta \cdot \theta' \text{ est une matrice singulière de rang } f.$$

$\theta = \begin{bmatrix} \theta_1 \\ \theta_2 \end{bmatrix}$ où θ_1 correspond au f premières lignes de θ , θ_2 rassemble les $(n - f)$ dernières lignes de θ .

$$\bar{\mu} = -\theta_2 \cdot \theta_1^{-1}.$$

On peut écrire selon la même logique des modèles avec pente commune au niveau de la tendance ou avec une combinaison du niveau et d'une pente communes pour la composante tendancielle. Il en est de même pour les cycles communs.

Des représentations graphiques additionnelles

Fig. 33 Graphiques des données logarithmiques constantes

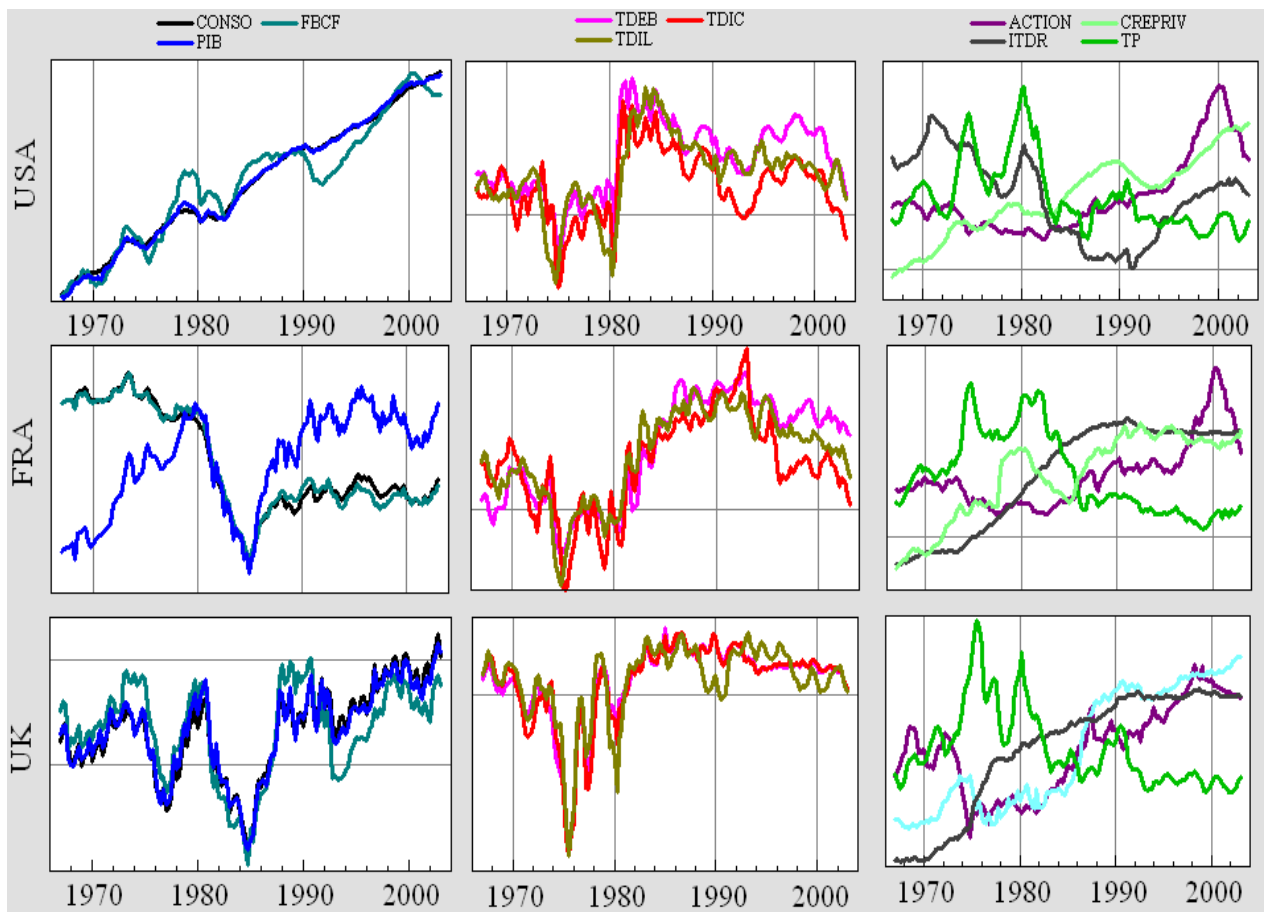


Fig. 34 Tendances et séries brutes (Etats-Unis)

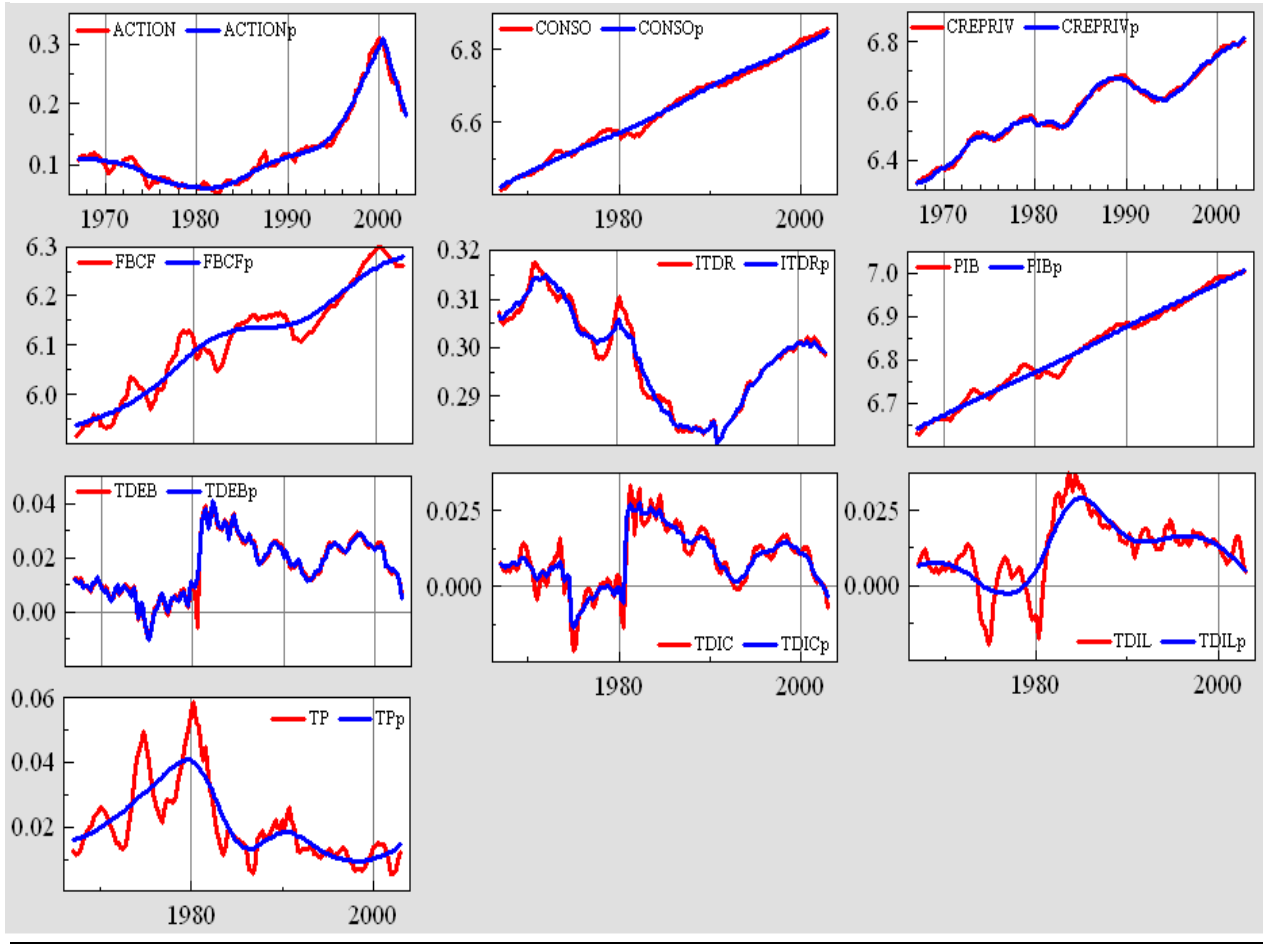


Fig. 35 Tendances et séries brutes (Royaume-Uni)

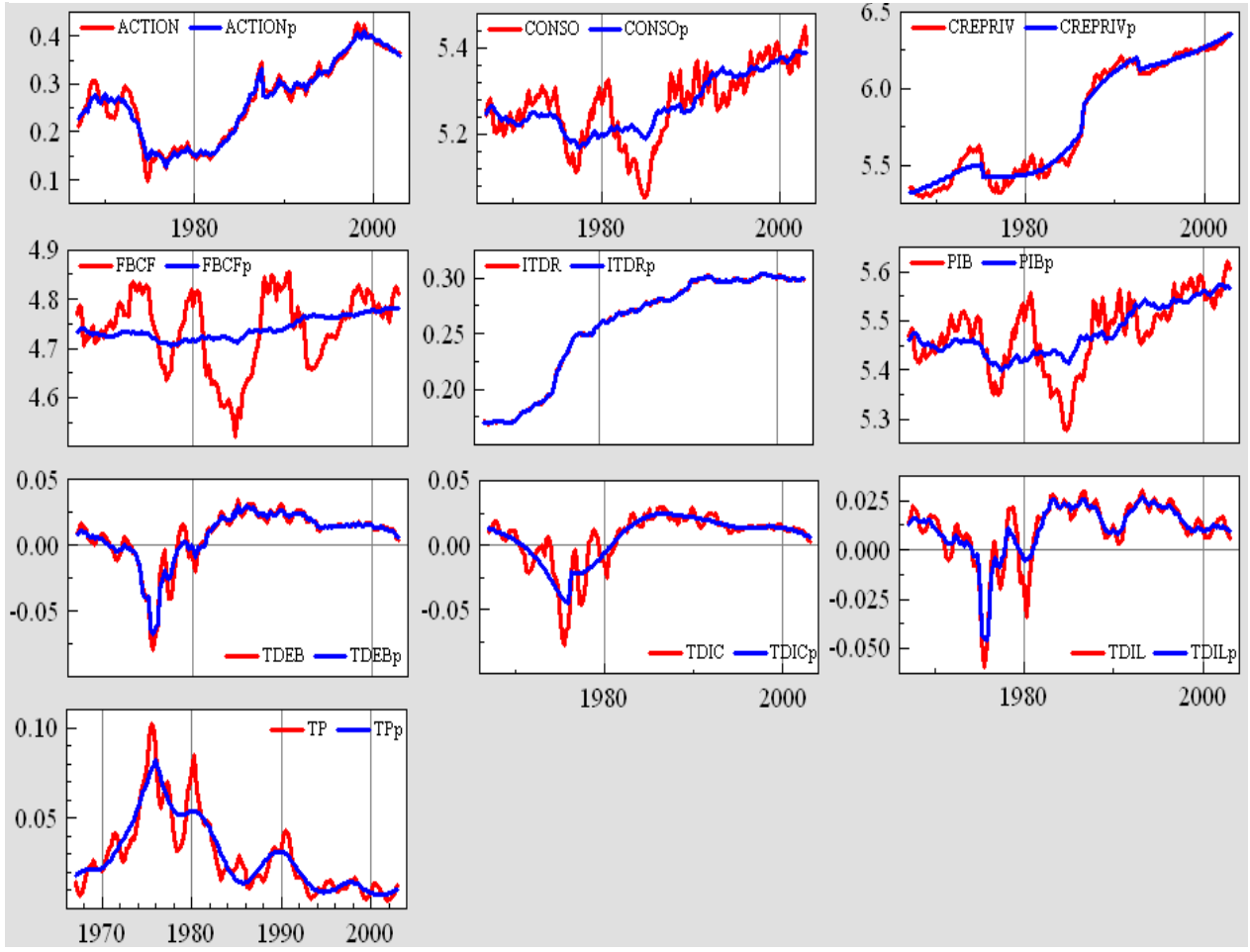
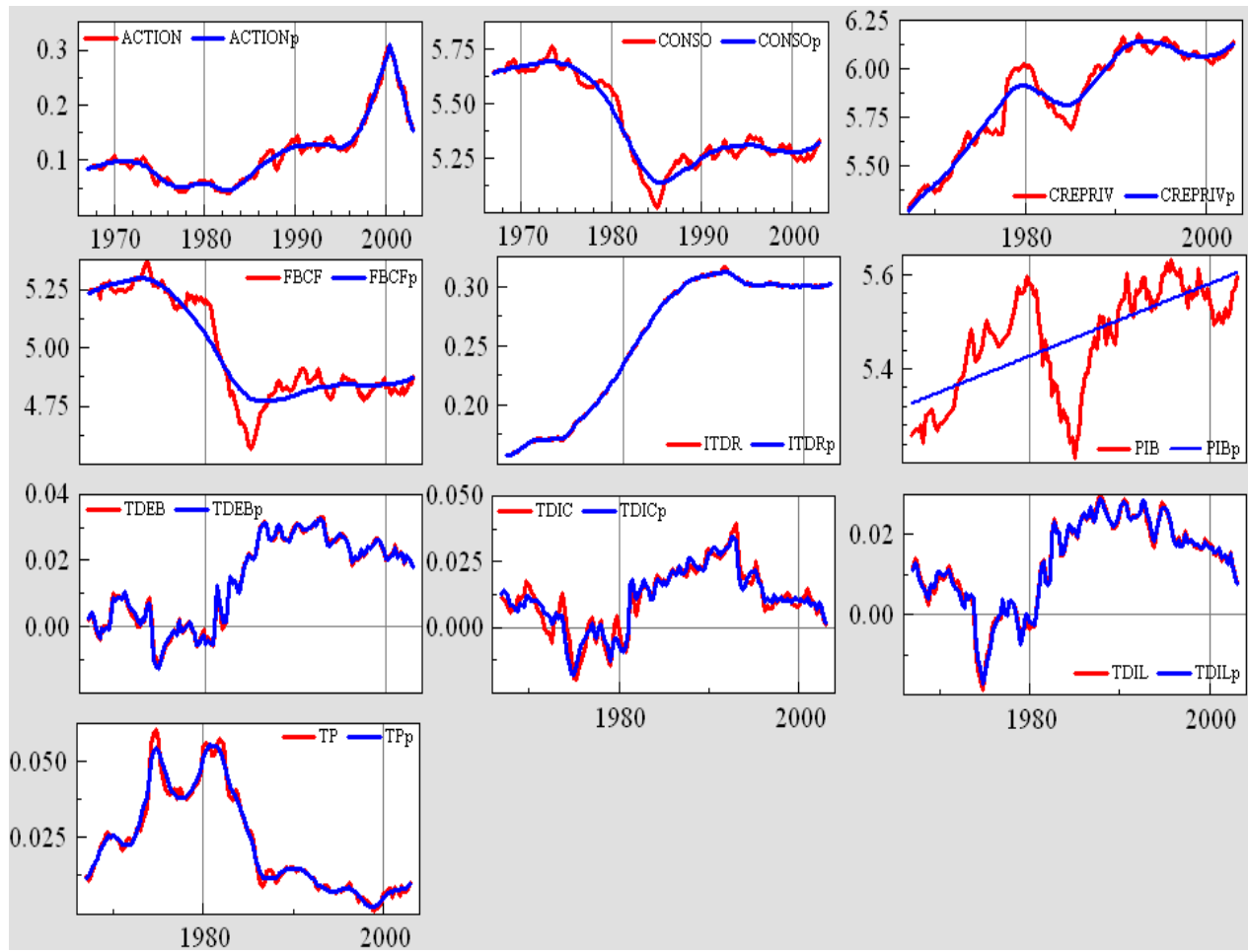


Fig. 36 Tendances et séries brutes (France)



Le détail mathématique de la classification ascendante hiérarchique

Supposons que l'on dispose d'un tableau de valeurs x_{ij} avec une valeur d'une variable j pour un individu i . Soit p le nombre de variables j non nulles pour un individu i donné. On nomme G_k le centre de gravité de chaque élément de partition appartenant à la classe k .

Chaque individu constitue une classe en lui-même. A l'étape 1, on calcule la distance entre des individus par couple (i, i') :

$$d^2(i, i') = \sum_{j=1}^p (x_{ij} - x_{i'j})^2$$

On obtient un tableau de distance $d^2(G_k, G_{k'})$.

On calcule la perte d'inertie intra-classe : $\alpha = \frac{1}{2} \cdot d^2(G_k, G_{k'})$.

On regroupe dans une classe r , les deux individus qui minimisent α . Soit l une autre classe différente. A partir de l'étape 2 de la CAH, tant que le nombre de classes est supérieur, il faut pour chaque classe calculer :

$$d^2(G_r, G_l) = \frac{1}{2} \cdot (d^2(G_r, G_l) + d^2(G_{k'}, G_l) - d^2(G_k, G_{k'}))$$

On obtient un nouveau tableau de distance $d^2(G_k, G_{k'})$ et on renouvelle les calculs précédents à partir de celui de α , jusqu'à ce qu'il n'y ait plus aucun individu qui n'est pas été rattaché à une classe ou considéré en tant que classe.

Glossaire des abréviations

'	Transposé
~	suit une loi
→	cause
ACP	Analyse par composantes principales
ACTION	Prix des actions
ACTION _p	Composante persistante de ACTION
ACTION _t	Composante transitoire de ACTION
ADF	Dickey et Fuller avancé (test de)
AmpmoyPIB _t	Amplitude moyenne de l' <i>output gap</i>
AmpmoyTP _t	Amplitude moyenne du <i>gap</i> d'inflation
ANF	Agent non financier
Arctan	Arc tangente
BCE	Banque Centrale Européenne
BK	Baxter et King (filtre de)
CAH	Classification ascendante hiérarchique
CIC	Coefficient d'intensité causale
CONSO	Consommation
CREPRIV	Volume de crédits distribués au secteur privé
CREPRIV _p	Composante persistante de CREPRIV
CREPRIV _t	Composante transitoire de CREPRIV
CroissPIB _t	Taux de croissance trimestrielle moyen de AmpPIB _t
CroissTP _p	Taux de croissance trimestrielle moyen de TP _p
CroissTP _t	Taux de croissance trimestrielle moyen de TP _t
DGP	Processus générateur de données
FBCF	Formation brute de capital fixe
FED	Réserve Fédérale
FMI	Fonds Monétaire International
FM-OLS	<i>Fully-Modified Ordinary Least Squares</i>
FM-VAR	<i>Fully-Modified VAR</i>
FRA	France
HP	Hodrick et Prescott (filtre de)
HQ	Hannan et Quinn (critère de)
IF	Intermédiaire financier
Im	Partie imaginaire
INT	Partie entière
ITDR	Indice du taux de change réel
ITDR _p	Composante persistante de ITDR

ITDRt	Composante transitoire de ITDR
KPSS	Kwiatowski, Phillips, Schmidt, Shin (test de)
MCO	Moindres carrés ordinaires
MoyOPEN	Niveau moyen du degré d'ouverture
MoyTPp	Taux de croissance trimestrielle moyen de TPp
MSCI	Modèle structurel à composantes inobservables
NP	Ng et Perron (test de)
OCDE	Organisation de Coopération et de Développement Economique
OPEN	degré d'ouverture
PEV	Variance d'erreurs de prévision
PIB	Produit intérieur brut
PIBp	Composante persistante de PIB
PIBt	Composante transitoire de PIB
PP	Phillips et Perron (test de)
Re	Partie réelle
SME	Système Monétaire Européen
SURE	<i>Seemingly unrelated regression equations</i>
SUTSE	<i>Seemingly unrelated time series equations</i>
TDEB	taux d'inérêt débiteur
TDEBp	Composante persistante de TDEB
TDEBt	Composante transitoire de TDEB
TDIC	Taux d'intérêt court
TDICp	Composante persistante de TDIC
TDICt	Composante transitoire de TDIC
TDIL	Taux d'intérêt long
TDILp	Composante persistante de TDIL
TDILt	Composante transitoire de TDIL
TIF	Taux d'intermédiation financière
TP	Taux d'inflation
TPp	Composante persistante de TP
TPt	Composante transitoire de TP
TYDL	Toda, Yamamoto, Dolado et Lütkepohl (test de)
UEM	Union Economique et Monétaire
UK	Royaume-Uni
USA	Etats-Unis
VAR	Vectorel autoregressif (modèle)
VAR-MCO	Vectorel autoregressif estimé par moindres carrés ordinaires (modèle)
VECM	Modèle vectorel à correction d'erreurs

TABLE DES MATIERES

Introduction générale.....	7
Chapitre I. La transmission monétaire : identification d'une question partiellement éludée.....	23
Section 1. La typologie des canaux directs de transmission de la politique monétaire.....	26
1.1.1 Le canal direct du taux d'intérêt.....	26
1.1.2 Le canal direct du crédit.....	30
1.1.3 Le canal direct des prix d'actifs.....	39
1.1.4 Le canal direct du taux de change.....	42
1.1.5 Le canal des effets d'annonce : une transmission récente.....	44
Section 2. La typologie de la transmission induite de la politique monétaire.....	49
1.2.1 Le canal induit du taux d'intérêt.....	51
1.2.2 Le canal induit du crédit.....	53
1.2.3 Le canal induit des prix d'actifs financiers.....	55
1.2.4 Le canal induit du taux de change.....	56
Section 3. Le traitement empirique de la transmission monétaire en question.....	59
1.3.1 Les doutes empiriques relatifs à la transmission monétaire.....	59
1.3.2 La nécessité d'une hiérarchisation de l'effectivité des mécanismes de transmission.....	64
1.3.3 L'effectivité empirique de transmission : les limites méthodologiques.....	66
Chapitre II. Une déclinaison empirique de la transmission : le choix d'une approche causale.....	74
Section 1. Les contraintes économétriques pour une mesure efficace de l'effectivité de transmission.....	79
2.1.1 Le domaine temporel <i>versus</i> le domaine fréquentiel pour la mesure de l'effectivité de transmission.....	79
2.1.2 La causalité multivariée : une déclinaison empirique appropriée de la transmission.....	84
Section 2. L'exclusion de procédures causales issue des contraintes économétriques.....	91
2.2.1 L'exclusion de la procédure de sélection de modèles et de l'analyse contrefactuelle.....	91

2.2.2 L'exclusion de procédures spécifiques au traitement du court ou du long terme.....	96
Section 3. La recherche d'une procédure causale cohérente entre le court terme et le long terme.....	107
2.3.1 L'inadéquation de la procédure de Toda et Philipps.....	107
2.3.2 Les avantages des procédures sur système VAR-MCO corrigé : le choix d'une méthode de TYDL modifiée.....	109
Chapitre III. Le protocole de mesure de l'effectivité de transmission : le coefficient d'intensité causale (CIC).....	123
Section 1. Les étapes du protocole de mesure.....	128
3.1.1 L'extraction des composantes temporelles des séries.....	128
3.1.2 Le déroulement du test d'existence de la transmission à court terme et à long terme.....	133
3.1.3 Le calcul du CIC.....	134
Section 2. La validation du protocole de mesure.....	144
3.2.1 La simulation de la validité de la chaîne causale de transmission.....	144
3.2.2 Les propriétés statistiques du test de causalité.....	150
3.2.3 Les propriétés et l'interprétation du <i>CIC</i>	158
Chapitre IV. Le protocole de mesure face aux faits : les clés du succès du revirement politique des années 1980	165
Section 1. La décomposition temporelle des indicateurs réels et monétaires	168
4.1.1 La modélisation structurelle à composantes inobservables.....	168
4.1.2 La nécessité d'une analyse par sous-périodes.....	182
Section 2. L'analyse temporelle de l'effectivité de transmission.....	197
4.2.1 La hiérarchisation par effectivité et par structure des mécanismes de transmission.....	197
4.2.2 Les déterminants de l'évolution des effets sur la sphère réelle de la politique monétaire.....	212
Conclusion générale.....	239
Bibliographie.....	245
Annexes.....	264