



CEPII

**CENTRE
D'ÉTUDES PROSPECTIVES
ET D'INFORMATIONS
INTERNATIONALES**

No 1995 – 07
Septembre

Asymétries financières en Europe et transmission de la politique monétaire

Virginie Coudert
Benoît Mojon

SOMMAIRE

RESUME	3
SUMMARY	4
INTRODUCTION	5
1. LES SOURCES DE DIFFERENCE DANS LA TRANSMISSION MONETAIRE..	6
1.1. LA REPERCUSSION DU TAUX DIRECTEUR SUR L'ENSEMBLE DES TAUX D'INTERET	6
<i>Vitesse d'ajustement des taux de crédit bancaire</i>	<i>7</i>
<i>Les pratiques d'indexation en matière de crédit.....</i>	<i>8</i>
1.2. LES CANAUX DE TRANSMISSION	10
<i>Les effets substitution et le canal du crédit</i>	<i>10</i>
<i>Effets revenus et effets richesse</i>	<i>11</i>
2. L'EFFET D'UN RELEVEMENT DU TAUX DU MARCHE MONETAIRE DANS QUATRE PAYS EUROPEENS.....	12
2.1. PREALABLES METHODOLOGIQUES.....	12
<i>Ordre d'intégration et cointégration</i>	<i>14</i>
<i>Tests d'exogénéité.....</i>	<i>15</i>
<i>La représentation du choc</i>	<i>16</i>
2.2. FONCTIONS DE REPONSES A UNE IMPULSION ET DECOMPOSITION DE VARIANCE.....	17
<i>Réponses à une hausse du taux d'intérêt sur le marché monétaire</i>	<i>17</i>
<i>Les réponses à un choc sur le taux d'intérêt à long terme.....</i>	<i>21</i>
<i>Les fonctions de réaction.....</i>	<i>22</i>
3. PEUT-ON PARLER DE CONVERGENCE ?.....	22
CONCLUSION.....	24
GRAPHIQUES.....	25
ANNEXE 1: TESTS DE RACINES UNITAIRES	25
ANNEXE 2 : TESTS DE JOHANSEN POUR 4 ET 6 RETARDS.....	29
REFERENCES.....	30
Liste des documents de travail du CEPII	32

RESUME

Dans la perspective d'une politique monétaire unique en Europe, il est essentiel de savoir si une même politique monétaire a un impact similaire sur les économies nationales. Malgré l'utilisation générale du taux d'intérêt comme instrument par les banques centrales, les canaux de transmission de la politique monétaire à la sphère réelle sont multiples. En plus du canal de type ISLM qui transite par la monnaie ou le taux d'intérêt et le canal du taux de change dont l'impact sur les prix et le commerce extérieur sont bien connus, un canal de transmission par le crédit a été récemment mis en avant par une littérature abondante. La dépendance au crédit bancaire de certaines catégories d'agents, les ménages et les PME, introduit un canal de transmission si les banques modifient leur offre de crédit selon la tension de la politique monétaire.

L'importance relative de ces différents canaux, dont les effets peuvent être contradictoires, conditionne l'efficacité de la politique monétaire. Or, tout porte à croire que ces canaux de transmission peuvent différer d'un pays à l'autre, voire d'une période à l'autre pour un même pays, parce que l'organisation institutionnelle des systèmes financiers est différente et qu'elle évolue dans le temps.

Nous commençons par une description des caractéristiques institutionnelles déterminant les canaux de transmission de la politique monétaire (vitesse d'ajustement des taux bancaires, pratiques d'indexation en matière de crédit, ...) dans quatre grands pays européens : Allemagne, France, Italie et Royaume-Uni.

Nous procédons ensuite à des simulations de choc de politique monétaire à partir de modèles VAR dans ces mêmes pays. Le modèle comporte sept variables : le taux d'intérêt manié par la banque centrale, les objectifs finaux : prix et PIB, ainsi que quatre variables de transmission, taux de change, taux d'intérêt long, masse monétaire et crédit agrégé. Les estimations portent sur la période 1976-1993 et sur des sous-périodes de 12 ans.

Les simulations de choc de politique monétaire montrent qu'une variation de taux d'intérêt a des effets très différenciés d'un pays à l'autre. L'effet récessif est net en France, en Italie et au Royaume-Uni. Il est peu significatif en Allemagne. L'analyse des décompositions de variance montre également que les canaux de transmission sont eux aussi différents puisque les variables intermédiaires, taux long, masse monétaire, crédit et taux de change sont elles aussi affectées différemment. La décomposition en sous-périodes permet d'observer une certaine convergence des canaux de transmission en Italie et en France. Le taux d'intérêt explique une part plus importante de la variance de l'ensemble des autres variables sur la période récente, son effet récessif est renforcé. En Allemagne et au Royaume-Uni, le changement de période ne fait pas apparaître d'évolution marquée ni de rapprochement entre le fonctionnement des économies.

SUMMARY

With the possibility of a single monetary policy in Europe looming, it is essential to know whether a common monetary policy would have a similar impact on Europe's domestic economies. Although the use of interest rates is common among domestic central banks, there are different transmission channels of monetary policy. Apart from the ISLM type channel which works through money or interest rates, and the exchange rate channel, of which the impact on prices and foreign trade are well known, a credit channel has been recently put forward in the literature. The dependency of households and small companies on bank credit may lead to a credit channel if banks reallocate credit according the stance of monetary policy.

The relative weight of each channel, which may have opposing impacts, influences the efficiency of monetary policy. Moreover, as financial systems are different and changing, there is no reason for the channels to be the same across countries or even over time in one country.

We begin the paper by focusing on the characteristics of financial systems which determine the transmission channel of monetary policy (the speed of transmission of the money market interest rate toward other interest rates, and indexation habits in the credit market and so on...) in the big 4 European economies: France, Germany, Italy and the United-Kingdom.

We then simulate monetary policy shocks with VAR models in the same four economies. The VAR model contains 7 variables: the money market interest rate fixed by the central bank, the 2 final objectives, i.e. prices and GDP, and four transmission variables, i.e. the exchange rate, the long term interest rate, money and aggregate credit. The estimations are carried out for period from 1976 until 1993 and sub-periods over 12 years.

The simulations of a tightening monetary policy shows varying impacts across countries. The impact on output and prices is clearly recessive in France, Italy and the United-Kingdom. But it is not significant in Germany. Variance decomposition also shows that the transmission must be different since the transmission variables react differently across countries to money market rate shocks. The sub-periods estimation shows some convergence between France and Italy. The money market rate explains a greater share of the variance of other variables during the last 12 years and its recessive impact has increased. In Germany and the United-Kingdom, there is no big difference between the two sub periods and convergence is not observed.

Asymétries financières en Europe et transmission de la politique monétaire

Virginie Coudert et Benoît Mojon¹

The graphs are not available on this file. To receive a copy of them, mail to colombel@cepii.fr

Introduction

Dans la plupart des pays, le contrôle des taux d'intérêt est maintenant au centre de la politique monétaire. Pourtant malgré l'unicité de l'instrument, les interactions avec la sphère réelle sont nombreuses et complexes et il n'y a pas unicité des canaux de transmission. Plusieurs canaux sont généralement identifiés. Un canal de type ISLM transite par la quantité de monnaie ou le taux d'intérêt. Il concerne aussi bien l'effet direct du maniement du taux d'intérêt sur la demande finale -effet revenu et effet substitution- que l'effet des variations de la quantité de monnaie sur le comportement des agents. Un canal par le crédit a suscité récemment une littérature abondante ; son effet serait tributaire du comportement d'offre de crédit des banques (Bernanke et Blinder, 1992). Un canal par le taux de change existe aussi, puisqu'une variation du taux d'intérêt modifie la parité de la monnaie nationale, ce qui produit un effet indirect sur la demande finale et l'inflation.

L'importance relative de ces différents canaux, dont les effets peuvent être contradictoires, conditionne l'efficacité de la politique monétaire. Or, tout porte à croire que ces canaux de transmission peuvent être différents d'un pays à l'autre, voire d'une période à l'autre pour un même pays. Les raisons en sont simples : les systèmes financiers sont différents du point de vue de leur structure et de leur réglementation, les circuits de financement plus ou moins désintermédiés et intégrés, les pratiques d'indexation plus ou moins répandues, les degrés d'ouverture divers, l'intensité de la concurrence bancaire variable selon les pays, etc. Du fait de cette diversité des structures financières, une même politique monétaire peut produire des effets macro-économiques différents d'un pays à l'autre. Ainsi une même variation des taux d'intérêt peut avoir un impact plus ou moins fort sur la demande selon les pays.

Cette question revêt une importance particulière dans la perspective de la phase III de l'UEM. En effet, si une politique monétaire commune est mise en oeuvre, les effets attendus d'une même variation du taux d'intérêt doivent pouvoir être à peu près similaires d'un pays à l'autre. Sinon des distorsions non souhaitées peuvent en résulter.

¹ Centre d'Etudes Prospectives et d'Informations Internationales, 9 rue George Pitard, 75015 Paris.

C'est pourquoi de nombreuses études, menées surtout dans les banques centrales des pays européens et à la B.R.I., se sont récemment penchées sur cette question. L'étude B.R.I. (1993) avait fourni des premiers résultats intéressants, notamment sur les pratiques d'indexation des taux d'intérêt prévalant dans les différents pays. Au F.M.I., Cotarelli et Kourelis (1994) ont apporté une contribution en calculant les répercussions des taux du marché monétaire sur les autres taux. Les études de Borio (1995), de Tsatsanoris (1995) ont permis ensuite d'affiner la question des canaux de transmission de la politique monétaire, de même que l'ensemble des travaux regroupés par la B.R.I. (1995).

Dans ce texte, nous décrivons d'abord brièvement les principaux canaux de transmission et leurs effets possibles dans les quatre grands pays européens l'Allemagne, la France, le Royaume-Uni et l'Italie, en nous basant sur les principaux résultats de la littérature économique récente sur la question. Nous apportons ensuite une contribution empirique au débat en calculant les réponses de l'économie à un choc de taux d'intérêt dans ces quatre grands pays européens au moyen d'un modèle VAR, incluant instrument, objectifs de la politique monétaire et variables de transmission. La dernière partie est consacrée à analyser l'effet d'une décomposition de période sur les résultats, ce qui permet de poser la question de la convergence des pays européens quant à leur réponse à la politique monétaire.

1. LES SOURCES DE DIFFERENCE DANS LA TRANSMISSION MONETAIRE

La transmission de la politique monétaire passe par plusieurs canaux, dont les circuits peuvent être différents d'un pays à l'autre. Mais en premier lieu, l'intensité de la transmission est liée à la vitesse et à l'ampleur avec lesquelles le taux directeur de la banque centrale se répercute sur les taux qui sont appliqués aux agents non financiers. Une première source de divergence réside donc dans la façon dont réagissent les différents taux d'intérêt à une impulsion de la politique monétaire. Une fois cette réaction observée, d'autres sources de divergence peuvent intervenir dans les répercussions des différents taux d'intérêt eux-mêmes, sur le revenu, la richesse et la demande des agents. Nous rassemblons ici les principaux résultats de la littérature récente sur ces points, pour ce qui concerne les quatre grands pays européens.

1.1. La répercussion du taux directeur sur l'ensemble des taux d'intérêt

L'intégration plus grande des marchés financiers, leur décloisonnement, la création de nouveaux produits de finance directe ont partout renforcé la liaison entre les taux d'intérêt. La libéralisation financière des années quatre-vingt en France et en Italie a certainement contribué à accroître cette transmission en créant davantage de produits de finance directs, à taux liés au taux du marché monétaire (billets de trésorerie, certificats de dépôts, etc.) et en limitant les produits à taux rigides et réglementés. En Angleterre, le système financier était déjà libéralisé et en Allemagne la déréglementation des taux d'intérêt bancaires était acquise de longue date.

En conséquence de cette libéralisation financière, l'action de la banque centrale sur le taux du marché monétaire se trouve plus directement répercuté aux conditions appliquées aux agents non financiers. Cependant l'ensemble des taux d'intérêt ne varie

jamais parallèlement. Il persiste des écarts, d'ailleurs irréductibles, entre les taux d'intérêt sur les différents marchés dus notamment à l'imparfaite substituabilité des actifs sous-jacents. Deux points sont donc importants à observer : d'abord comment les intermédiaires financiers modifient leurs taux d'intérêt à la suite d'un changement de politique monétaire, ensuite sur quels taux d'intérêt sont assis les actifs et passifs des agents.

Vitesse d'ajustement des taux de crédit bancaire

Cotarelli et Kourelis (1994) ont montré que la rigidité des taux de crédit bancaire diffère d'un pays à l'autre. En estimant la réponse du taux du crédit bancaire à une augmentation de 1 point du taux du marché monétaire, ils obtiennent dans la plupart des pays un coefficient proche de 1 sur le long terme. Néanmoins, les vitesses d'ajustement diffèrent largement d'un pays à l'autre, comme le montre le tableau 1 pour quelques pays européens. D'autres études, comme celle de Borio et Fritz (1995), parviennent à des conclusions similaires.

Tableau 1
Ajustement du taux d'intérêt du crédit sur le taux du marché monétaire

Sources :	Instantané		A trois mois		A six mois		A long terme	
	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)
Allemagne	0,38	0,11	0,67	0,45	0,83	0,61	1,04	1,05
Italie	0,11	0,26	0,40	0,69	0,61	0,84	1,22	1,22
Royaume-Uni	0,82	1,00	1,02	1,01	1,04	1,01	1,04	1,01
France		0,43		0,45		0,51		0,74

Sources : (1) Cotarelli et Kourelis (1994), p. 16, modèle 1.

(2) Borio et Fritz (1995) p. 125.

C'est au Royaume-Uni que la répercussion sur le taux du crédit est la plus rapide. L'effet est répercuté à plein au bout de trois mois, ce qui est l'effet le plus fort à cet horizon parmi les pays de l'OCDE (hormis le Mexique). En Allemagne et en Italie, l'impact est nettement plus faible à court terme puisqu'il est compris entre 40 et 69 % au bout de trois mois. La France, qui n'est pas présente dans l'échantillon de Cottarelli et Kourelis, est un cas un peu différent dans la mesure où l'ajustement à long terme est nettement inférieur à 1. L'effet au bout de six mois, de 0,51, est aussi sensiblement inférieur à celui des autres pays.

Ces différences dans l'ajustement des taux d'intérêt sont liées aux caractéristiques financières du pays. Plusieurs facteurs entrent en jeu : l'intensité de la concurrence dans le système bancaire qui module les possibilités d'entente entre banques sur la fixation de leurs taux, le degré de développement du marché monétaire, l'ouverture de l'économie, le nombre de banques publiques (qui devrait réduire la vitesse d'ajustement) et le degré de développement du système financier. Cependant ces études restent incomplètes, puisque les taux de crédits bancaires utilisés sont non des taux moyens sur l'ensemble des crédits

mais des taux de crédits très spécifiques. De plus ces taux sont différents selon les pays², ce qui gêne la comparabilité des résultats.

Les pratiques d'indexation en matière de crédit

Des études complémentaires ont été nécessaires pour mieux connaître les pratiques bancaires en matière de fixation de leur taux du crédit. En France, les travaux statistiques de la Banque de France avec l'enquête sur le crédit ont permis de mieux appréhender le rôle déclinant du taux de base bancaire comme taux de référence des crédits bancaires et la montée des pratiques d'indexation sur le taux du marché monétaire. Le travail de la B.R.I. (1993) a permis notamment de livrer pour l'ensemble des pays européens, des premiers résultats sur les pratiques de crédit. Cependant, ces résultats sont encore très sommaires.

Le travail ultérieur de Borio (1995) a approfondi l'analyse, en recensant de manière systématique les modalités d'indexation du crédit pratiquées dans les pays de l'OCDE. Il montre en particulier que les pays anglo-saxons se caractérisent par une proportion importante de crédits attribués aux ménages et de titres dans le financement des entreprises. De plus une grande partie des crédits aux ménages est attribuée à taux variables, contrairement à ce qui se passe dans les autres pays, si bien qu'au Royaume-Uni, les crédits aux ménages sont davantage indexés sur le court terme que les passifs des entreprises où il entre une part importante de titres à long terme.

Les différences les plus frappantes tiennent certainement au marché hypothécaire (tableau 2). 95 % de ces crédits sont accordés à taux complètement fixe en France, contre

Tableau 2
Taux d'intérêt pratiqués sur le crédit hypothécaire

en % du crédit hypothécaire total

	Allemagne	France	Italie	Royaume-Uni
Taux ajustables	90	5	75	90
- indexés	-	5	75	petit
- révisables	>45	-	-	>80
- renégociables	<45	-	-	petit
Taux entièrement fixes	10	95	25	10

Source : Borio (1995), p. 26.

25 % en Italie, 10 % seulement au Royaume-Uni et en Allemagne. A l'intérieur même de la catégorie des taux ajustables, des différences existent aussi. En Italie, les crédits hypothécaires à taux ajustables sont directement indexés sur le court terme. Au Royaume-Uni, la grande masse des prêts hypothécaires n'est pas indexée sur un taux court, mais accordée à taux révisables à discrétion par le prêteur sans référence particulière. En

² Par exemple : le taux des crédits en compte courant en Allemagne sur les crédits de 1 à 5 millions de marks, le taux de base au Royaume-Uni, le taux moyen sur tous les crédits en Italie.

Allemagne, 45 % des prêts seraient aussi à taux révisables et 45 % à taux renégociables, à intervalle réguliers fixés par le contrat.

Sur le crédit total, les différences paraissent fortes d'un pays à l'autre (tableau 3), même si ces estimations sont sans doute fragiles et doivent être interprétées avec prudence. Les trois quarts sont accordés à court terme ou à taux ajustables au Royaume-Uni et en Italie, contre 43 % en France et 39 % en Allemagne. L'importance des crédits en devises joue également un rôle et contribue sans doute à atténuer l'effet interne de la politique monétaire. Ce type de crédits est surtout développé en Italie et au Royaume-Uni, où il représente environ 20 % des prêts aux entreprises.

Tableau 3
Répartition du crédit total

	<i>en % du crédit total</i>			
	Allemagne	France	Italie	Royaume-Uni
Court terme	16	17	51	}73
Moyen ou long terme à taux ajustables	23	27	22	
A prédominance fixe	<62	57	26	27

Source : Borio (1995), p. 28.

En comparant deux points, 1983 et 1993, Borio (1995) ne constate pas de tendance à la convergence de ces pratiques en matière de crédit d'un pays à l'autre.

Ces différences d'indexation des taux d'intérêt jouent certainement un rôle important dans la transmission de la politique monétaire. Mais l'accent mis récemment sur ces facteurs ne doit pas conduire à en exagérer l'importance. Ceci reviendrait à sous-estimer les effets transitant par l'offre de crédit. En effet, si la transmission d'un choc de politique monétaire au taux du crédit est rapide, comme dans le cas d'un taux du crédit indexé sur le taux du marché monétaire, la demande de crédit peut s'ajuster d'autant plus vite. Mais si le délai est long, la contraction des marges bancaires qui en résulte peut aussi donner lieu à une contraction de l'offre de crédit des banques et une situation de rationnement pour certains agents, qui aura finalement le même effet restrictif. C'est d'ailleurs sur ce type de mécanisme que fonctionnait explicitement la politique monétaire japonaise avant la libéralisation financière. Le maniement du taux d'intérêt sur le marché monétaire s'accompagnait de taux rigides sur le crédit bancaire, si bien que c'est la variation des marges bancaires, qui en conditionnant l'offre de crédit permettait de moduler l'activité.

Dans le cas des pays du G5, les marges bancaires et de l'offre de crédit peuvent aussi jouer un rôle important. C'est ce que laissent penser les tests économétriques de Barran, Coudert et Mojon (1995b et 1995c), qui décèlent une corrélation positive entre les marges bancaires, -calculées comme la différence entre taux du crédit et taux du marché

monétaire-, et l'activité future dans ces pays. Ainsi le resserrement de la marge bancaire, lié à une transmission lente d'une hausse du taux d'intérêt directeur, pourrait produire aussi une contraction du crédit. L'indexation des taux d'intérêt n'est donc pas nécessairement un signe d'une meilleure efficacité de la politique monétaire.

1.2. Les canaux de transmission

Les effets substitution et le canal du crédit

Les répercussions varient aussi d'un pays à l'autre en fonction des différents canaux de transmission. Les effets de substitution sont bien connus ; ils conduisent à limiter la demande finale en cas de hausse des taux. Pour que cet effet joue pleinement sur les ménages, il faut que ceux-ci puissent arbitrer librement entre consommation présente et consommation future. Dans la réalité, des contraintes de liquidité pèsent sur les ménages car leur accès au crédit est encore tributaire de pratiques bancaires ou de contraintes réglementaires d'intensité variable d'un pays à l'autre. Ainsi, les seuils d'endettement maxima, les contraintes sur l'apport initial dans l'achat au logement ferment plus ou moins les possibilités d'arbitrage sur le crédit. Lorsque la contrainte est forte, comme en Italie par exemple, la volonté des ménages d'augmenter leur dépense en cas de baisse des taux se heurte à la limite de leur revenu courant.

Jappelli et Pagano (1994) ont montré combien les conditions d'accès au crédit étaient différentes en comparaison internationale sur un échantillon de 30 pays. Un indicateur intéressant à cet égard est l'apport personnel initial requis par la réglementation pour un emprunt en vue de l'acquisition d'un logement. Pour les quatre pays européens qui nous intéressent ici, le montant minimum de cet apport personnel par rapport à la valeur du logement acheté était fixé à 44 % en Italie, 20 % en France et en Allemagne, contre 13 % seulement au Royaume-Uni sur la période 1980-1987. L'accès au crédit est donc très différent entre ces pays. Les auteurs montrent aussi que cet indicateur est corrélé négativement avec l'importance du crédit à la consommation relativement au PIB. Plus l'indicateur d'apport initial est grand, plus l'accès des ménages au crédit est contraint, et plus faible est le ratio d'endettement des ménages. La confrontation avec les statistiques plus récentes d'endettement des ménages de Kneeshaw (1995) montre que ces asymétries persistent encore. Les ménages sont, proportionnellement à leur revenu disponible, faiblement endettés en Italie, davantage en France et en Allemagne et beaucoup plus fortement au Royaume-Uni (tableau 4).

Pour Japelli et Pagano, la proportion de l'apport personnel requis, qui peut être considéré comme un indicateur des contraintes d'accès au crédit, est aussi un facteur explicatif des différences de taux d'épargne. Plus l'accès au crédit est contraint, plus le taux d'épargne est élevé. Ceci a d'ailleurs pu s'observer récemment dans les pays nordiques, où la libéralisation financière, en ouvrant l'accès au crédit pour les ménages, a fait chuter fortement leur taux d'épargne. Dans la perspective qui nous intéresse ici, il faut

ajouter que plus le crédit est contraint, moins la politique monétaire par le taux d'intérêt est efficace puisque l'effet de substitution ne joue plus librement.

Tableau 4
Conditions d'accès au crédit et endettement des ménages

	Allemagne	France	Italie	Royaume-Uni
Apport personnel minimum en % de la valeur du logement (1981-1987)	20	20	44	13
Dette des ménages en % de leur revenu disponible (1993)	77,9	51,0	31,4	102,0

Sources : Japelli et Pagano (1994), p. 92 et Kneeshaw (1995), p 12.

Ainsi les contraintes d'accès au crédit de certains agents, ménages ou petites et moyennes entreprises, peuvent donner lieu à des changements importants dans la transmission d'une politique monétaire par les taux d'intérêt. En effet, si les agents sont contraints dans leur demande de crédit, une hausse du taux d'intérêt, à supposer qu'elle soit répercutée sur le coût du crédit, pourra susciter une baisse de la demande de crédit bancaire, mais en situation d'excès de demande, cela ne se traduira pas nécessairement par une baisse des crédits distribués. De nombreuses études, liées au canal du crédit (Bernanke et Blinder, 1992 ; Barran, Coudert et Mojon, 1995a) montrent en effet qu'une hausse du taux d'intérêt n'est généralement pas suivie immédiatement d'une baisse du crédit bancaire.

Effets revenus et effets richesse

Si on laisse de côté l'effet sur le revenu anticipé qui est difficilement quantifiable, toute variation des taux d'intérêt produit mécaniquement une modification du revenu des agents proportionnelle aux différents stocks d'actifs mais aussi de dettes qu'ils détiennent. Les effets directs se répercutent dans les flux d'intérêts reçus ou versés. Mais là aussi les divergences de pays à pays sont importantes pour plusieurs raisons. D'abord, les différents agents sont plus ou moins créditeurs ou débiteurs. Cette hétérogénéité se constate aisément au vu du tableau 4 en ce qui concerne les dettes des ménages, mais ceci est aussi valable pour la dette des entreprises et des Etats. Ensuite, les actifs sont détenus en proportion variable sous forme de dépôts bancaires, d'obligations ou d'actions. Les dettes sont contractées à plus ou moins long terme, sous forme de crédit bancaire ou d'obligations ; d'où des effets revenus variables d'un pays à l'autre.

Cusson (1992) a calculé, pour la France, les variations de flux d'intérêts versés et reçus par les différents agents à la suite d'une baisse d'un point du taux d'intérêt. Il montre notamment que les ménages, qui sont globalement créditeurs, subissent un manque à gagner dans le cas d'une baisse des taux. Ceci est vraisemblablement le cas dans les autres pays puisque la richesse financière des ménages excède toujours largement leurs dettes. Plus les ménages sont créditeurs et les Etats endettés, moins la politique monétaire est efficace, puisque la hausse des taux d'intérêt, loin de contraindre la dépense des ménages,

vient alimenter leur revenu et creuser le déficit public. Ceci devrait être particulièrement sensible en Italie, où la dette publique pléthorique et à faible maturité est largement détenue par les ménages.

Les effets richesse, qui résultent de la modification du patrimoine des ménages à la suite des variations des taux d'intérêt dépendent aussi de la structure des actifs des agents. Par exemple, une hausse des taux d'intérêt se traduit par une baisse de la valeur du patrimoine détenu en obligations mais aussi généralement en actions. Si les ménages détiennent des montants importants de leur patrimoine sous cette forme, comme dans les pays anglo-saxons, ils seront conduits à épargner davantage pour le reconstituer ; d'où une baisse de la consommation, allant à l'encontre de l'effet de revenu précédent. En outre, l'expérience du dernier cycle a montré que l'effet richesse pouvait aussi jouer de manière importante sur le crédit. De nombreux crédits étant accordés avec des collatéraux dépendant du prix des actifs, les variations de prix d'actifs peuvent se trouver au coeur d'une dynamique de cycle économique (Aglietta, Coudert et Mojon, 1995).

A ces canaux de transmission interne de la politique monétaire, il faut naturellement ajouter le taux de change, puisque toute variation de taux d'intérêt se répercute sur le marché des changes. La variation du taux de change produit ensuite des conséquences sur les prix et sur l'économie réelle. Cette courroie de transmission contribue à augmenter l'efficacité de la politique monétaire. En effet, un choc restrictif sur le taux d'intérêt s'accompagne généralement d'une appréciation du change, qui contribue à la modération de l'inflation et à la baisse de l'activité.

Au total, les canaux de transmission de la politique monétaire sont nombreux et certains effets peuvent être contradictoires. Il est donc intéressant de poser empiriquement la question de leur importance relative et d'évaluer les conséquences de la politique monétaire dans les différents pays européens.

2. L'EFFET D'UN RELEVEMENT DU TAUX DU MARCHE MONETAIRE DANS QUATRE PAYS EUROPEENS

Pour représenter de manière exhaustive les mécanismes de transmission de la politique monétaire et mettre en évidence d'éventuelles spécificités nationales de ces mécanismes, nous utilisons un modèle VAR. Celui-ci contient non seulement la variable instrument de la politique monétaire, c'est-à-dire, le taux d'intérêt à court terme et les variables objectifs, prix et PIB, mais également les variables-clés de la transmission : agrégats monétaires, crédit, taux de change et taux d'intérêt à long terme. La réponse de l'économie à un choc de taux d'intérêt à court terme est ensuite comparée dans quatre pays européens : Allemagne, France, Italie et Royaume-Uni.

2.1. Préalables méthodologiques

Le modèle comporte les sept variables endogènes suivantes : le taux d'intérêt du marché monétaire, le taux de change³, l'agrégat monétaire M2, le crédit au secteur privé et le taux d'intérêt sur les obligations publiques, en tant que variables de transmission de la politique monétaire. Enfin, l'indice des prix à la consommation et le PIB représentent les variables objectifs de la politique monétaire. L'étude de Gertlach et Smets (1995), qui vise aussi à comparer la transmission de la politique monétaire dans plusieurs pays, retient un VAR à trois variables : taux d'intérêt à court terme, prix et PIB. La spécification plus large que nous retenons ici permet de saisir l'impact de la politique monétaire non seulement sur les objectifs finaux, mais aussi sur les différents canaux de transmission possibles. Notamment la présence d'un taux d'intérêt à long terme permet de prendre en compte la diffusion de la politique monétaire aux autres taux d'intérêt. Le taux long choisi, celui des obligations publiques, est plus facilement comparable d'un pays à l'autre que les taux du crédit. Ce canal de transmission est moins souvent étudié à partir de simulations VAR que les trois autres. Cependant, la transmission des impulsions du taux court vers les autres taux est à l'évidence un canal de transmission essentiel de la politique monétaire.

En appelant Y_t le vecteur formé par ces sept variables représentatives de l'économie, le modèle structurel de l'économie est supposé de la forme :

$$(1) \quad Y_t = B_0 Y_t + B_1 Y_{t-1} + \dots + B_p Y_{t-p} + \varepsilon_t$$

où ε_t désigne les résidus du modèle structurel, supposés d'espérance nulle, orthogonaux et tels que $E(\varepsilon_t \varepsilon_t') = Id$.

On estime ici la forme réduite suivante, par OLSQ :

$$(2) \quad Y_t = A_1 Y_{t-1} + \dots + A_p Y_{t-p} + u_t$$

avec $E[u_t u_t'] = \Omega$.

Cette forme est équivalente à :

$$(4) \quad Y_t = [I - B_0]^{-1} [B_1 Y_{t-1} + \dots + B_p Y_{t-p}] + [I - B_0]^{-1} \varepsilon_t$$

En identifiant (3) et (4), on a :

$$(5) \quad A_i = [I - B_0]^{-1} B_i, \text{ et } (6) \quad [I - B_0]^{-1} \varepsilon_t = u_t$$

Soit en notant : $A(0) = [I - B_0]^{-1}$, $u_t = A(0) \varepsilon_t$, on a :

$$(7) \quad E[u_t u_t'] = \Omega = E[A(0) \varepsilon_t \varepsilon_t' A(0)'] = A(0) A(0)'$$

³ Le taux de change est défini par rapport au dollar en Allemagne et par rapport au mark dans les trois autres pays.

En représentation MA, on a :

$$(8) \quad Y_t = [I-A(L)]^{-1} u_t = [I-A(L)]^{-1} A(0) \varepsilon_t = \Phi(L) \varepsilon_t.$$

Les fonctions de réponse à une impulsion aux chocs orthogonaux s'écrivent donc :

$$(9) \quad \Phi(L) = [I-A(L)]^{-1} A(0).$$

Pour identifier la matrice $A(0)$ en l'absence de modèle structurel, on fait l'hypothèse standard de récursivité instantanée du modèle, cad que la matrice $A(0)$ des interactions instantanées est triangulaire inférieure. On utilise alors la décomposition de Choleski de la matrice Ω .

L'estimation de l'équation (2) s'effectue sur données trimestrielles pour la période allant de 1976-1 à 1993-4, sauf en France où la période d'estimation commence en 1978-4 (et se termine aussi en 1993-4). Toutes les estimations comprennent une constante et trois variables muettes saisonnières.

Les séries utilisées sont tirées des Statistiques Financières Internationales du F.M.I.⁴ sauf la masse monétaire française dont les données nationales ont été jugées préférables⁵ et le taux d'intérêt du marché monétaire britannique, qui est le taux interbancaire maximum de l'argent au jour le jour tiré des statistiques de taux d'intérêt de l'OCDE. Toutes les séries sont mises en logarithmes sauf les taux d'intérêt.

Ordre d'intégration et cointégration

L'étude des propriétés statistiques des séries est nécessaire avant l'estimation. L'ordre d'intégration des séries est étudié ici selon la méthodologie proposée par Dolado, Jenkinson et Sosvilla-Rivero (1990). Le nombre de retards pour les tests Dickey et Fuller augmentés est fixé selon Campbell et Perron (1991). On utilise ici 8 retards au maximum. On pourra se reporter à Barran, Coudert, Mojon (1995 c), où cette méthode est explicitée en détail. Les valeurs des tests sont présentées en annexe 1. La plupart des séries sont intégrées d'ordre 1. En Italie, le taux de change lire-mark et le crédit sont stationnaires en niveau avec un trend. En Allemagne, les taux d'intérêt sont stationnaires, de même que le

⁴ Les codes des séries sont, 60b pour le taux du marché monétaire, 61 pour le taux des obligations publiques, 64 pour les prix à la consommation, 32d pour le crédit, la somme des séries 34 et 35 pour M2 en Italie, au Royaume-Uni et en Allemagne (ou 38nbc en France pour M2 et pour M3 en Allemagne), 99br pour le PIB réel. Pour les taux de change, on utilise l'inverse de la série rf en Allemagne et la division des séries rf française, italienne et britannique par la série rf allemande pour définir un taux de change par rapport au mark dans ces trois pays.

⁵ Des travaux antérieurs nous avaient déjà montré que la série publiée par la Banque de France est beaucoup plus corrélée à l'activité que celle du F.M.I. (Barran, Coudert et Mojon, 1995 c).

taux du marché monétaire britannique. L'indice des prix à la consommation allemand est intégré d'ordre 2⁶, de même que l'agrégat M2 et le crédit au Royaume-Uni.

Les tests de Johansen, dont les résultats sont reportés dans l'annexe 2, indiquent que les relations de cointégration sont nombreuses entre nos sept variables, de l'ordre de 5 ou 6 en France, 5 en Italie, 2 à 4 en Allemagne et 3 à 7 au Royaume-Uni⁷. Ces résultats varient beaucoup en fonction du nombre de retards retenus dans le VAR. Par la suite, nous avons limité à 4 les retards pour préserver le nombre de degrés de liberté des estimations, bien que les critères de Schwartz et de Akaike s'améliorent quand on augmente les retards.

Du fait du nombre de variables en jeu, les vecteurs de cointégration obtenus sont complexes et difficilement interprétables. Nous avons testé les relations bilatérales entre nos variables au moyen de tests d'Engle et Granger. On obtient alors notamment la relation de cointégration entre le taux long et le taux court. Mais par cette méthode, on n'obtient qu'une petite partie des relations existantes prévues par le test de Johansen. Au total, pour ne pas perdre les relations de long terme existant entre nos variables mais sans pouvoir effectivement les préciser dans un VECM, nous choisissons d'effectuer le VAR sur les variables en niveau.

Tests d'exogénéité

Les simulations de chocs de politique monétaire à partir de ces VAR présentent le double intérêt d'observer les comportements des variables objectif de politique monétaire, prix et PIB, et ceux des variables de transmission de la politique monétaire, change, taux d'intérêt à long terme, monnaie et crédit, mais aussi l'inconvénient de multiplier les coefficients à estimer. Nous avons donc testé l'opportunité de l'ajout de trois des variables de transmission, taux d'intérêt à long terme, monnaie et crédit dans le modèle⁸. Pour cela, on teste l'exogénéité du bloc instrument-objectif (taux court, taux de change, prix et PIB) par rapport à ces trois variables de transmission. On peut rejeter l'hypothèse d'exogénéité dans trois pays sur quatre (tableau 5). Pour pouvoir comparer les résultats entre les pays, on conservera le même modèle à sept variables pour les quatre pays.

Nous avons également estimé un modèle VAR "parcimonieux" où les coefficients peu significativement différents de zéro (ceux dont la statistique de Student est inférieure à 1 en valeur absolue) sont contraints à zéro. Cependant, l'hypothèse de nullité de l'ensemble de ces coefficients est rejetée dans chacun des quatre pays. Par conséquent, les

⁶ C'est-à-dire que les tests que nous avons entrepris rejettent l'hypothèse de stationarité des différences premières de ces séries

⁷ En Allemagne, les tests sont posés sur un VAR à 5 variables, sans les deux taux d'intérêt qui sont stationnaires ; les prix sont introduits en différence première. En Italie, les tests sont posés sur un VAR à 5 variables, sans le taux de change et sans le crédit qui sont stationnaires. Au Royaume-Uni, on retient les différences premières du crédit et de l'agrégat M2.

⁸ Le taux de change a un statut particulier, puisqu'il figure à la fois un canal de transmission mais aussi un objectif de la politique monétaire dans les pays européens.

simulations présentées dans la suite de ce papier sont réalisées à partir de modèles VAR non contraints.

Tableau 5
Test d'exogénéité du bloc instrument-objectif

	Statistique	Niveau de significativité
Allemagne	70,08	0,020
France	66,71	0,038
Italie	69,08	0,024
Royaume-Uni	55,33	0,2174

Ces statistiques suivent un χ^2 à 48 degrés de liberté.

La représentation du choc

Deux démarches ont été suivies dans la littérature pour représenter les chocs de politique monétaire. Une première démarche consiste à repérer les dates des choc de politique monétaires selon la méthode "historique" suivie par Romer et Romer (1989). Pour les États-Unis, ces derniers ont étudié systématiquement les comptes-rendus de session du Comité des Interventions d'Open Market de la Federal Reserve, pour identifier les dates auxquelles la politique monétaire est devenue restrictive. Cette méthode a été étendue par Tsatsaronis (1995) au Royaume-Uni et à l'Allemagne. Une fois les dates repérées, on peut leur affecter une variable muette dans une régression et simuler un choc de politique monétaire dans un modèle économétrique. L'inconvénient de cette méthode pour notre étude est que notre période d'estimation, qui commence en 1975, ne contient, selon Tsatsaronis qu'une date en Allemagne (février 1981) et que deux dates au Royaume-Uni (novembre 1978 et août 1988).

Une seconde démarche consiste à utiliser une variable économique représentant les impulsions de politique monétaire. Cette méthode pose le problème de l'exogénéité de la variable retenue. Ainsi, les variations d'un agrégat monétaire ou du taux d'intérêt du marché monétaire peuvent résulter tout autant de dynamiques endogènes à l'économie que d'impulsions exogènes déclenchées par les autorités monétaires. On va alors utiliser les résidus de la régression d'une variable instrument de politique monétaire sur un ensemble de variables macro-économiques. Cette régression permet de décomposer la variable instrument entre sa variance associée aux variables macro-économiques et un résidu, dont la variance est orthogonale aux variables macro-économiques. Le choc opéré sur le résidu est donc susceptible de représenter les chocs exogènes de politique monétaire. C'est la démarche suivie dans de nombreux travaux, comme ceux de Bernanke et Blinder (1992), Christiano et Eichenbaum (1994), Sims (1992), Dale et Haldane (1993). Le taux du marché monétaire joue le rôle de variable instrument de politique monétaire.

L'ordre des variables dans le VAR (le taux du marché monétaire, le taux de change, le taux des obligations publiques, l'agrégat M2, l'agrégat de crédit, les prix puis le PIB) n'est pas indifférent pour les simulations, puisque nous avons fait l'hypothèse de

récurtivité des interactions instantanées. Ainsi du fait de la forme triangulaire inférieure de la matrice $A(0)$, le choc simulé de la variable i n'a une incidence instantanée que sur les variables j telles que $j \geq i$.

En plaçant le taux d'intérêt en tête, on suppose donc implicitement qu'il n'est influencé qu'avec retard par les chocs sur les autres variables. Les autorités monétaires fixeraient donc le taux d'intérêt à une période donnée sans tenir compte de l'évolution simultanée des autres variables, ce qui pourrait être dû au fait que les données relatives à certaines variables ne sont connues qu'avec retard. Si cette hypothèse peut être formulée avec des variables mensuelles, elle est plus contestable sur données trimestrielles, car elle exclut les réactions rapides du taux d'intérêt notamment aux variations du taux de change. C'est pourquoi nous avons également simulé des chocs selon un ordre alternatif, plaçant les variables objectifs de la politique monétaire, taux de change, prix et PIB avant le taux d'intérêt du marché monétaire. Cependant, les résultats sont le plus souvent indifférents à l'ordre retenu. Nous ne présentons ici que les résultats de l'ordre décrit au début de ce paragraphe, où le taux d'intérêt est placé en tête. Les changements qui interviennent du fait d'un autre ordre sont signalés.

Les graphiques 1 représentent les réponses à des chocs non entretenus d'un écart-type sur les différentes variables économiques sur un horizon de trois ans, en termes d'écart au compte central. Comme les variables sont prises en logarithme, cet écart peut être interprété directement en taux de croissance ; pour les taux d'intérêt il s'agit d'écart de points de taux d'intérêt. Les traits pointillés donnent un intervalle de confiance d'un écart type autour de la trajectoire en trait plein.

2.2. Fonctions de réponses à une impulsion et décomposition de variance

Réponses à une hausse du taux d'intérêt sur le marché monétaire

La forme du choc de taux d'intérêt est représentée sur la première ligne et première colonne des matrices de graphiques 1. Le choc est non entretenu, mais du fait de l'autorégressivité du modèle, il persiste un certain temps avant de disparaître, ou même éventuellement de devenir négatif du fait de la réaction des autorités monétaires aux nouvelles conditions macro-économiques. Au delà de l'amplitude du choc initial sur le taux d'intérêt, les pays marquent des différences quant à l'inertie de ce choc. Ainsi, en Italie et en France, le taux d'intérêt revient vers le compte central très rapidement respectivement au bout de trois et quatre trimestres. Dans les deux autres pays, le taux est plus inerte, il reste supérieur à celui du compte central durant deux ans au Royaume-Uni et trois ans en Allemagne.

Les réponses des autres variables économiques au choc de taux d'intérêt sont illustrées sur la première ligne des graphiques 1. On retrouve bien en Allemagne, en France et au Royaume-Uni une appréciation du change significative suite à une augmentation du taux court. En revanche, en Italie, un choc restrictif de politique monétaire entraîne d'abord une dépréciation temporaire du change avant l'appréciation

attendue. Le délai nécessaire au taux court pour influencer le taux de change traduit peut-être le manque de crédibilité des autorités monétaires italiennes..

Dans les quatre pays, le taux long augmente suite à un choc sur le taux court, mais il n'intègre instantanément qu'une partie du choc du taux court.

En France, en Italie et au Royaume-Uni, l'agrégat de monnaie M2 diminue significativement après un choc restrictif de taux d'intérêt, ce qui est bien conforme à l'effet attendu. En Allemagne, la masse monétaire M2 a tendance à augmenter, bien que de manière non significative, après un choc monétaire ; mais en effectuant une autre simulation avec la masse monétaire plus large M3, les résultats montrent alors une baisse significative de l'agrégat monétaire suite à un choc restrictif de politique monétaire, ce qui est plus conforme au comportement attendu de l'objectif intermédiaire de la Bundesbank.

En France et en Italie, l'encours de crédit diminue significativement après un choc de taux d'intérêt. Au Royaume-Uni au contraire, le crédit reste inerte et en Allemagne, il a même tendance à augmenter. Les travaux sur le canal du crédit permettent d'expliquer cette inertie voire cette hausse du crédit. Christiano et Eichenbaum (1994), par exemple, ont observé ce même comportement du crédit agrégé aux États-Unis et l'expliquent par le fait que les entreprises sont conduites à emprunter davantage pour pallier les baisses de cash flow induites par la récession. Bernanke et Gertler (1995) font la même interprétation.

La détermination des prix diffère largement d'un pays à l'autre. C'est ce que montre leur décomposition de variance (tableau 6). C'est surtout le taux court qui influence les prix en France, en Allemagne et au Royaume-Uni. A un horizon de trois ans, l'influence des taux longs sur les prix devient importante en France et en Allemagne. L'Italie se singularise par une faible influence directe des taux d'intérêt sur les prix et un fort impact de la masse monétaire M2. Les chocs de taux de change paraissent se répercuter particulièrement sur les prix en Allemagne.

Tableau 6
Décomposition de la variance de l'erreur de l'équation des prix
à horizon de prévision de 4, 8 et 12 trimestres

	<i>en % du total</i>							
	Horizon	Taux court	Taux de change	Taux long	M2	Crédit	Prix	PIB
Allemagne	4	38	22	0	2	7	29	1
	8	46	12	5	5	9	23	1
	12	41	13	16	5	4	17	4
France	4	36	3	5	0	0	54	2
	8	22	3	19	0	1	53	1
	12	18	4	21	1	2	52	1
Italie	4	3	2	1	15	1	77	1
	8	8	8	2	24	4	51	4
	12	7	7	7	27	12	35	6
Royaume-Uni	4	27	2	13	0	0	50	7
	8	31	10	7	1	1	37	12
	12	24	10	5	5	1	33	21

Selon les fonctions de réponses à une impulsion des graphiques 1, un choc à la hausse du taux d'intérêt conduit à une diminution des prix seulement en Italie, où le niveau des prix baisse significativement par rapport au compte central environ un an après le choc. Dans les trois autres pays, l'impact d'une augmentation du taux court conduit d'abord à augmenter le niveau des prix, puis à une baisse progressive. Ce résultat a déjà été relevé dans de nombreux articles (Sims, 1992 ; Dale et Haldane, 1993...), nous le retrouvons ici pour l'Allemagne, la France et le Royaume-Uni. Ce paradoxe dit « *price puzzle* » peut avoir deux explications. La première est que les autorités monétaires relèvent leur taux d'intérêt lorsqu'elles anticipent la montée des prix en considérant l'évolution de variables qui ne sont pas prises en compte dans le modèle. Le relèvement du taux d'intérêt apparaît ainsi suivi d'une montée des prix, qui se serait produite de toute façon, mais de manière plus forte si le taux n'avait pas été relevé. Cette explication est en partie confortée par nos simulations dans lesquelles les variables ont un ordre différent. En effet, quand le taux d'intérêt est placé après les prix, ce qui revient à considérer que les autorités monétaires tiennent compte de l'évolution simultanée des prix quand elles fixent le taux d'intérêt, l'impact positif sur les prix diminue : il est réduit en Allemagne, et il devient négatif en France. La seconde explication de l'impact positif des taux d'intérêt sur les prix réside dans la répercussion des charges financières sur les prix. En situation de concurrence imparfaite, les entreprises peuvent dans un premier temps effectivement être conduites à augmenter leurs prix pour maintenir leurs marges, alors que dans un deuxième temps, c'est l'effet Philips qui l'emporte, à mesure que l'effet récessif s'exerce. Cette interprétation est aussi compatible avec le profil observé dans les simulations.

Les décompositions de variance du PIB (tableau 7) révèlent des mécanismes de transmission de la politique monétaire spécifiques à chaque pays. Les taux courts

apparaissent déterminants pour le PIB en France et en Italie et les taux longs déterminants en Allemagne et au Royaume-Uni. Le crédit ne semble avoir d'influence sur le PIB qu'en Allemagne. La masse monétaire M2 détermine particulièrement l'activité réelle en France et au Royaume-Uni, ce qui peut aussi être mis en évidence par des tests de causalité (Barran, Coudert et Mojon, 1995b).

Le choc restrictif sur le taux d'intérêt a un effet négatif sur la croissance en France, en Italie et au Royaume-Uni. Ce résultat peut sans doute s'expliquer par le fait que le taux court a une incidence très large sur le coût du crédit en Italie et au Royaume-Uni (tableau 3) mais aussi, quoique dans une moindre mesure, en France.

En Allemagne, le choc sur le taux d'intérêt est susceptible d'influencer le PIB indirectement par l'intermédiaire du taux long et du crédit ou de M2. Mais la réponse du PIB au choc sur le taux court est peu significative. Ces résultats confirment ceux de Hakkio (1992), pour qui le maniement du taux d'intérêt à court terme n'a de répercussion réelle significative sur la production (mesurée dans ses estimations mensuelles par la production industrielle) en Allemagne, ni même au Royaume-Uni⁹. Cependant pour le Royaume-Uni, ses résultats sont en contradiction avec la forte indexation soulignée dans la première partie.

La complexité des effets passant par les variations d'actifs et de passifs, les effets revenus et effets richesse, alors que ces effets ont été rendus plus puissants par la libéralisation financière, rend finalement très incertain l'effet du taux d'intérêt sur la demande finale¹⁰. Ceci peut expliquer la faible significativité de l'impact du taux d'intérêt sur le PIB en Allemagne.

⁹ En utilisant le taux d'intérêt du marché monétaire interbancaire fourni par le FMI (statistique 60b des IFS), nous obtenons aussi une absence d'effets du taux d'intérêt sur le PIB au Royaume-Uni. Cependant, nous n'avons pas retenu ici ce taux d'intérêt pour le Royaume-Uni, car cette série présente dans les années soixante-dix une très forte variabilité d'un trimestre à l'autre, qui paraît très anormale au vu des autres statistiques de taux d'intérêt du marché monétaire publiés pour cette période notamment par l'OCDE.

¹⁰ C'est aussi ce que remarque Kneeshaw (1995)

Tableau 7
Décomposition de la variance de l'erreur de l'équation du PIB
à horizon de prévision de 4, 8 et 12 trimestres

	<i>en % du total</i>							
	Horizon	Taux court	Taux de change	Taux long	M2	Crédit	Prix	PIB
Allemagne	4	4	3	41	2	4	4	41
	8	2	5	36	6	16	6	29
	12	2	6	32	10	22	5	22
France	4	9	2	6	25	1	1	55
	8	30	1	4	37	2	1	24
	12	33	1	3	42	3	1	17
Italie	4	18	5	6	14	0	2	53
	8	38	5	4	10	2	5	36
	12	27	20	4	10	3	14	22
Royaume-Uni	4	5	1	30	24	1	1	38
	8	16	4	28	24	4	1	21
	12	16	7	31	21	8	1	16

Les réponses à un choc de taux de change et de taux d'intérêt à long terme

L'impact d'un choc de taux de change est représenté sur la deuxième ligne des matrices de graphiques 1. Il est intéressant de constater que les effets de la dépréciation du change apparaissent particulièrement bénéfiques au Royaume-Uni et en Allemagne en termes de stimulation du PIB. En revanche les effets sur l'activité sont non significatifs en France et en Allemagne.

L'impact d'un choc du taux long sur les autres variables, représenté sur la troisième ligne des graphiques 1, est comparable en France et en Italie. Le choc sur le taux long y provoque une baisse du PIB peu significative et avec retard, une augmentation des prix, plus forte et plus rapide en France, et des écarts au compte central peu significatifs du taux de change et des agrégats. Au Royaume-Uni, la réaction au taux long est très marquée car elle fait jouer à plein les mécanismes de transmission standards : il y a une nette appréciation du taux de change ainsi qu'une contraction des agrégats de monnaie et de crédit ; le PIB britannique se trouve donc particulièrement affecté par la hausse du taux long. Le faible rôle dévolu au taux long dans les crédits bancaires n'empêche donc pas la hausse du taux long de produire des effets réels, notamment du fait de l'appréciation du change qui en résulte. En Allemagne au contraire, un choc sur le taux long n'a pas les effets attendus, car il n'est pas relayé par les canaux de transmission habituels, il ne provoque ni appréciation du change, ni baisse de la monnaie ou du crédit ; son rôle, souvent considéré comme particulièrement important dans ce pays (B.R.I. 1993), n'est pas mis en évidence dans ces résultats.

Les fonctions de réaction

La réponse du taux d'intérêt à des chocs sur les variables économiques est représentée par la première colonne des graphiques 1. La réaction du taux d'intérêt allemand à une dépréciation du mark se différencie de celles observées dans les trois autres pays. En effet, la Bundesbank semble vouloir corriger cette dépréciation en augmentant les taux d'intérêt alors que dans les trois autres pays, les autorités monétaires semblent plutôt profiter des dévaluations pour diminuer leur taux d'intérêt. C'est sans doute le cas au moins en Italie et au Royaume-Uni lors de l'éclatement du SME et peut-être en France et en Italie dans la première période du SME, avant 1983.

Le taux court réagit positivement à une innovation du taux long dans les trois pays d'Europe continentale, et vice versa, montrant ainsi une grande interdépendance dans la détermination des taux d'intérêt nationaux. Au Royaume-Uni, l'impact du taux long sur le taux court n'est pas significatif. Les objectifs intermédiaires de masse monétaire entrent dans la fixation des taux d'intérêt par les banques centrales, au Royaume-Uni et en Italie. Il est vrai que notre variable unique de M2 ne rend pas nécessairement compte de l'agrégat suivi, notamment en Allemagne. En revanche, la Bundesbank réagit à l'augmentation du crédit interne. Les objectifs de prix apparaissent clairement surtout en France et en Allemagne.

Dans les quatre pays, le maniement des taux d'intérêt répond aussi nettement à la variation du PIB ; les autorités monétaires effectuent ainsi une régulation contra-cyclique en relevant les taux d'intérêt au moment des chocs sur l'activité.

3. PEUT-ON PARLER DE CONVERGENCE ?

Les initiatives nationales de transformation des marchés financiers et/ou l'intégration internationale croissante de ces marchés ont pu influencer les canaux de transmission de la politique monétaire. Réaliser des simulations de choc de politique monétaire à partir de modèles estimés sur des sous-périodes est susceptible de faire apparaître de telles évolutions. Afin de garder suffisamment de degrés de liberté pour les estimations, nous avons sélectionné deux sous-périodes : les 12 premières années et les 12 dernières, ces deux sous-périodes pouvant se recouper plus ou moins selon la taille de l'échantillon initial¹¹. Les estimations mettent en évidence des différences entre les deux sous-périodes. Les réponses à des impulsions sur le taux d'intérêt sont représentées sur la série de graphiques 2 et 2'.

¹¹ Du fait du grand nombre de variables contenu dans les modèles, il est préférable de réduire le nombre de retards pour réaliser cet exercice. Les estimations sur les sous périodes comportent deux retards, ce qui permet de gagner 14 degrés de liberté. Pour le choix de la date de rupture de période, nous avons été contraints par le nombre de degrés de liberté minimum à préserver pour l'estimation. Afin de garder un minimum de 30 degrés de liberté, les estimations doivent comporter au minimum 48 points, soit 12 ans. Avec deux retards, l'échantillon total comporte 63 trimestres en France, 73 en Italie et 74 dans les 2 autres pays. Les deux sous périodes d'estimation auront donc de 24 à 33 trimestres communs

En Allemagne, l'appréciation du change, l'augmentation du crédit et celle des prix sont significatives et plus importantes dans la première sous-période. Le PIB répond aussi de manière plus significative dans la première sous-période, tant par son augmentation à horizon d'un an après le choc sur le taux d'intérêt que par sa diminution au-delà de la première année. L'agrégat monétaire a tendance à augmenter significativement après un choc de taux d'intérêt dans les simulations sur la seconde sous-période. Ces simulations semblent indiquer une plus faible efficacité de la politique monétaire sur la période récente. Il reste à déterminer si l'importance du choc de la réunification allemande sur cette sous-période peut expliquer ce résultat.

Les décompositions de variances par sous-périodes (non présentées dans ce texte mais disponibles auprès des auteurs) montrent également une modification dans la détermination du taux d'intérêt à long terme. L'influence des prix se renforce sur le taux long, mais l'interdépendance entre taux court et taux long s'affaiblit, sans doute du fait de la détermination croissante des taux longs par leurs homologues internationaux.

Au Royaume-Uni, le comportement des variables semble plutôt s'éloigner de l'orthodoxie quand on passe de la première à la seconde sous-période. Dans la première sous-période, le taux de change joue son rôle de transmission standard : une hausse des taux d'intérêt provoque une appréciation du change, qui contribue à la baisse du PIB ; de même la contraction monétaire constitue un autre relais de la hausse du taux d'intérêt. Dans la seconde sous-période au contraire, la hausse du taux d'intérêt coïncide avec une dépréciation du change et une augmentation de la masse monétaire, ce qui produit une hausse du PIB au lieu de la baisse attendue. Comme en France, la banque centrale semble devenir moins sensible aux augmentations non anticipées du taux long et du taux de change, et plus sensible à celle du crédit.

En France, les réponses des variables à des chocs sur le taux du marché monétaire deviennent beaucoup plus orthodoxes dans la seconde sous-période. En effet, une augmentation de taux d'intérêt d'une ampleur plus faible que pendant la première sous-période induit une appréciation plus nette du change, une baisse des agrégats de monnaie et de crédit et une baisse des prix. Le PIB diminue sans délai dans la seconde sous-période. Cette plus forte réponse de l'économie française au taux d'intérêt dans la période récente avait déjà été constatée par Bordes, Girardin et Marimoutou (1995), qui analysent les effets d'un choc de taux d'intérêt sur les différentes composantes de la demande finale avant et après la libéralisation financière. Icard (1994) avait aussi montré comment les changements dus à la libéralisation financière ont contribué à modifier la politique monétaire française dans le sens d'une plus grande efficacité.

Dans la fonction de réaction des autorités, le seul changement constaté a trait au taux long, le taux court ne semble plus réagir à des augmentations non anticipées de ce dernier. Les interdépendances taux court - taux long diminuent. Ceci peut être dû au fait que la détermination internationale des taux d'intérêt sur les différentes échéances prend une plus large place avec l'accroissement de la mobilité internationale des capitaux.

En Italie, comme en France, les réactions des variables deviennent plus conformes à une politique par les taux d'intérêt dans la seconde sous-période. Ainsi la réaction positive des prix, nette dans la première sous-période devient non significativement différente de zéro dans la seconde. De même, les agrégats de monnaie et de crédit diminuent au cours de la première sous-période alors qu'ils augmentaient sur la première. Le PIB diminue aussi plus rapidement. Les décompositions de variance indiquent que le taux court est la variable qui influence le plus les autres dans la seconde sous-période. En revanche, sur la période récente, la hausse du taux d'intérêt est suivie par une dépréciation de la lire par rapport au mark, et non par l'appréciation attendue. Autre différence, la Banque centrale italienne semble moins réagir aux augmentations de la masse monétaire M2, du crédit et des autres variables économiques dans la seconde sous-période. Dans la seconde sous-période, le taux court apparaît comme exogène par rapport aux variables retenues. Cela peut traduire le fait que le taux d'intérêt est manié moins en fonction de considérations internes qu'en fonction des taux allemands, non présents dans le modèle.

Globalement, les évolutions de chacun des systèmes financiers nationaux ne paraissent pas aller dans le sens d'une plus grande uniformisation. Les réactions tant du PIB que des prix ou du change sont plus similaires d'un pays à l'autre dans la première sous-période que dans la seconde. Seules les variables macro-économiques en Italie et en France semblent converger vers un même type de fonctionnement : baisse plus rapide du PIB, baisse des agrégats et des prix. Les résultats montrent en effet que les prix sont plus enclins à baisser à la suite d'un relèvement du taux d'intérêt dans la seconde sous-période en France ; en Italie, ils sont non significatifs sur la période récente alors qu'ils augmentaient sur la période précédente. Dans la seconde sous-période, en Allemagne et au Royaume-Uni, le PIB ne réagit pas significativement à un choc de taux d'intérêt, les prix et les agrégats augmentent.

CONCLUSION

Les résultats empiriques de cette étude doivent être interprétés avec prudence car le modèle utilisé, s'il présente l'avantage de s'affranchir d'a priori théoriques, n'est pas exempt de faiblesses, notamment en ce qui concerne les variables absentes comme les liaisons internationales. A cette réserve près, les résultats sont clairs et montrent que sur les quatre pays européens étudiés, l'impact d'une hausse de taux d'intérêt sur le marché monétaire produit des effets très différenciés d'un pays à l'autre. L'effet récessif est net en France, en Italie et au Royaume-Uni. Il est peu significatif en Allemagne. L'analyse des décompositions de variance porte à croire que l'ampleur des différents canaux de transmission est aussi différente car les variables intermédiaires, comme le taux de change, la masse monétaire, le crédit bancaire et le taux d'intérêt à long terme sont affectés différemment.

La décomposition par sous-période de notre échantillon montre que la libéralisation financière qui a eu lieu dans les années quatre-vingt en France et en Italie a beaucoup contribué à accroître l'efficacité de la politique monétaire. Dans ces deux pays, les hausses de taux d'intérêt se transmettent maintenant beaucoup plus rapidement à la demande de

monnaie, de crédit et finalement leur effet sur la demande finale est plus accentué. La déréglementation a donc permis dans ces deux pays de transformer les mécanismes de transmission de la politique monétaire vers une action plus directe des taux d'intérêt, l'action sur les quantités, notamment par l'encadrement du crédit, ayant été abandonnée. L'indexation plus forte sur la période récente des actifs et passifs des agents non financiers sur le taux à court terme a certainement contribué à renforcer cet effet.

La situation est différente au Royaume-Uni et en Allemagne. En effet dans ces deux pays, le changement de période apparaît nettement moins marqué. En Allemagne, les taux d'intérêt ont maintenant moins d'effet sur la demande finale que précédemment. Au Royaume-Uni dans la période récente, la hausse du taux d'intérêt à court terme n'est plus renforcée par l'appréciation du taux de change, elle s'accompagne au contraire d'une dépréciation du change, dont l'effet expansif, particulièrement marqué au Royaume-Uni, l'emporte sur l'effet récessif de la hausse des taux.

Les simulations montrent qu'il n'y a pas de convergence dans les effets du taux d'intérêt dans les quatre pays étudiés. Ces asymétries persistantes entre les pays européens pourraient porter obstacle à l'efficacité d'une politique monétaire commune, tout au moins en l'état actuel des choses. Cependant dans la phase III de l'UEM, le blocage du taux de change devrait opérer un changement important dans la transmission monétaire des pays concernés. De plus, le décalage de conjoncture souvent subi en cas d'initiative monétaire isolée disparaîtrait. Ces deux éléments laissent penser que les effets de la politique monétaire seront radicalement modifiés. Des études complémentaires sont nécessaires pour simuler les effets d'une politique monétaire commune dans ce nouvel environnement.

GRAPHIQUES (SEE PAGE 6)

ANNEXE 1: TESTS DE RACINES UNITAIRES

Pour chaque pays, les lignes sont successivement la série et sa différence première.

Les colonnes indiquent la statistique de Dickey-Fuller, t_t , correspondant aux trois modèles testés :

- (1) modèle avec trend et avec constante ($\beta \neq 0$ and $\mu \neq 0$),
- (2) modèle sans trend et avec constante ($\beta = 0$ and $\mu \neq 0$),
- (3) modèle sans trend et sans constante ($\beta = 0$ and $\mu = 0$).

Pour chaque modèle, le nombre de retards a été sélectionné par la procédure indiquée par Campbell et Perron (1990).

(*) significatif au seuil de 10 %, (**) significatif au seuil de 5 %.

(La significativité correspond au fait que la série n'a pas de racine unitaire).

Les chiffres en gras signalent le modèle sur lequel la décision de rejeter ou d'accepter l'hypothèse de stationarité est prise.

Statistiques	(1)	(2)	(3)	Ordre d'intégration
Allemagne				
Taux court	-2.65	-2.85*	-0.60	0
Taux de change	-1.82	-1.62	-1.14	1
Δ taux de change	-5.40**	-5.44**	-5.78**	
Taux des obligations	-2.72	-2.72*	0.42	0
M2	-2.47	-0.83	3.18	1
Δ M2	-3.12	-3.19**	-0.75	
Crédit	-1.97	-2.45	1.34	1
Δ crédit	-3.13	-3.07**	0.03	
Prix à la consommation	-2,04	-0.63	1.36	2
Δ prix à la consommation	-1.95	-2.02	-1.12	
Δ ² prix à la consommation	-10.99**	-11.04**	-9.60**	
PIB	-2.49	-1.00	0.99	1
Δ PIB	-2.47	-2.43	-2.17**	

Tests de racines unitaires (suite)

Statistiques	(1)	(2)	(3)	Ordre d'intégration
France				
Taux court	-2.37	-2.32	-0.58	1
Δ taux court	-6.80**	-6.77**	-7.00**	
Taux de change	-1.84	-2.28	1.29	1
Δ taux de change	-4.58**	-3.77**	-2.94**	
Taux des obligations	-1.60	-1.14	0.53	1
Δ taux des obligations	-5.30**	-5.10	-5.29	
M2	-2.05	-2.45	0.04	1
Δ M2	-8.45**	-8.29**	-8.54**	
Crédit	-1.20	-3.06**	3.20	1
Δ crédit	-6.98**	-6.30**	-5.39**	
Prix à la consommation	-0.86	-2.54	0.16	1
Δ prix à la consommation	-3.40*	-1.21	-1.20	
PIB	-2.30	-1.67	2.55	1
Δ PIB	-3.92**	-3.71**	-2.72	
Italie				
Taux court	-2.57	-2.22	-0.56	1
Δ taux court	-6.31**	-6.31	-6.52	
Taux de change	-3.72**	-2.50	3.46	0
Taux des obligations	-2.00	-1.42	-0.59	1
Δ taux des obligations	-4.87**	-4.86**	-4.98**	
M2	-1.73	-2.67	1.42	1
Δ M2	-3.04	-2.13	-1.69*	
Crédit	-3.92**	-1.14	3.76**	0
Prix à la consommation	-1.32	-3.29	0.04	1
Δ prix à la consommation	-3.24*	-1.36	-1.39	
PIB	-2.51	-2.56	2.06	1
Δ PIB	-5.43**	-5.35**	-2.16**	

Tests de racines unitaires (suite et fin)

Statistiques	(1)	(2)	(3)	Ordre d'intégration
Royaume-Uni				
Taux court	-2.81	-2.85*	-0.80	1
Δ taux court	-2.9	-4.5**	-2.7**	
Taux de change	-2.83	-1.46	-1.49	1
Δ taux de change	-4.25**	-4.27**	-3.48**	
Taux des obligations	-2.61	-1.01	-1.44	1
Δ taux des obligations	-7.60**	-7.63**	-7.77**	
M2	-1.69	-0.56	1.75	2
Δ M2	-2.39	-2.10	-0.73	
Δ ² M2	-9.84**	-9.82**	-12.01**	
Crédit	-1.17	-1.33	0.73	2
Δ crédit	-1.56	-1.06	-0.66	
Δ ² crédit	-6.40**	-6.82**	-7.17	
Prix à la consommation	-1.33	-2.18	1.21	1
Δ prix à la consommation	-3.00	-3.25**	-1.86*	
PIB	-2.14	-0.96	1.75	1
Δ PIB	-2.99	-2.98**	-2.29**	

ANNEXE 2 : TESTS DE JOHANSEN POUR 4 ET 6 RETARDS

	n	Test de la valeur propre maximale		Test de la trace	
		4 retards	6 retards	4 retards	6 retards
Allemagne	0	36.42**	54.76**	92.84**	130.88**
	1	25.83*	35.92**	56.43**	76.12**
	2	18.55	21.24**	30.60**	40.20**
	3	11.38	16.67**	12.05	18.96**
	4	0.66	2.29	0.66	2.29
France	0	87.28**	284.29**	306.34**	649.31**
	1	70.63**	172.62**	219.06**	365.02**
	2	51.64**	87.38**	148.43**	192.40**
	3	39.15**	50.42**	96.79**	105.02**
	4	31.45**	36.01**	57.65**	54.60**
	5	22.19**	16.93**	26.20**	18.59**
	6	4.01**	1.66	4.01**	1.66
Italie	0	63.16**	42.78**	168.12**	122.62**
	1	50.39**	38.40**	104.96**	79.83**
	2	31.27**	21.02**	54.57**	41.44**
	3	18.69**	12.17*	23.30**	20.42**
	4	4.60**	8.25**	4.60**	8.25**
Royaume-Uni	0	63.74**	101.55**	220.74**	308.97**
	1	47.17**	63.38**	157.00**	207.42**
	2	40.78**	45.94**	109.83**	144.04**
	3	31.10**	42.05**	69.05**	98.10**
	4	26.13**	26.84**	37.95**	56.05**
	5	11.42	19.22**	11.82*	29.21**
	6	0.40	10.00**	0.40**	10.00**

Dans les tests de la trace, * (respectivement **) signifie que l'on peut rejeter au seuil de 10% (respectivement 5%) l'hypothèse nulle de l'existence de relations de cointégration en nombre inférieur ou égal à n. Dans les tests de la valeur propre maximale, * signifie que l'on peut rejeter au seuil de 5% l'hypothèse de n relations de cointégration contre celle de n+1 relations.

REFERENCES

- **AGLIETTA Michel, COUDERT Virginie et MOJON Benoît** (1995) : "Actifs patrimoniaux et dynamiques économiques", *Cahiers Économiques et Monétaires de la Banque de France*, n° 44, pp. 5-26.
- **BARRAN Fernando, COUDERT Virginie et MOJON Benoît** (1995a) : "Transmission de la politique monétaire : une application à trois pays de l'OCDE", *Revue Économique*, vol. 46, n° 2, pp. 393-413, mars.
- **BARRAN Fernando, COUDERT Virginie et MOJON Benoît** (1995b) : "Taux d'intérêt, spreads et comportement bancaire : les effets sur l'activité réelle", *Revue Économique*, vol. 46, n° 3, pp. 625-634, mai.
- **BARRAN Fernando, COUDERT Virginie et MOJON Benoît** (1995c) : "Interest Rates, Banking Spreads and Credit Supply: the Real Effects", *Document de travail CEPII*, n° 95-01, janvier.
- **BERNANKE Ben. S. et BLINDER Alan S.** (1992) : "The Federal Funds Rate and the Channels of Monetary Transmission", *American Economic Review*, vol. 82, n° 4, pp. 901-921.
- **BERNANKE Ben. S. et GERTLER Mark** (1995) : "Inside the Black Box : The Credit Channel of Monetary Policy Transmission", C.V. Starr Center for Applied Economics, *Economic Research Report N° 95-1*, New York University, pp. 1-38.
- **BORDES Christian, GIRARDIN Eric et MARIMOUTOU Velayoudom** (1995) : "Les effets des variations de taux d'intérêt dans le nouvel environnement financier français", *Revue Économique*, vol 46, n° 3, pp. 635-644, mai.
- **BORIO Claudio E.V.** (1995) : "The Structure of Credit to the Non-Government Sector and the Transmission Mechanism of Monetary Policy: A cross-country Comparison", *B.I.S. Working paper*, n° 24.
- **BORIO Claudio E.V. et FRITZ Wilhem** (1995) : "The Response of Short-Term Bank Lending Rates: a Cross-country Perspective", in B.R. I. "*Financial Structure and the Monetary Policy Transmission Mechanism*", C.B. 394, Bale, pp. 106-153, mars.
- **B.R.I.** (1993) : "*The Impact of Changes in Official Rates on Private Domestic Expenditure in EC Countries: Some Evidence*", juin.
- **B.R.I.** (1995) : "*Financial Structure and the Monetary Policy Transmission Mechanism*", C.B. 394, Bale, mars.
- **CAMPBELL John Y. et PERRON Pierre** (1991) : "Pitfalls and Opportunities: What Macroeconomics Should Know About Unit Roots", *NBER Technical Working Paper*, n° 100.
- **CHRISTIANO Lawrence J., EICHENBAUM Martin et EVANS Charles** (1994) : "The Effects of Monetary Policy Shocks: Some Evidence From the Flow of Funds", *NBER Working Paper*, n° 4699.

- **COTTARELLI Carlo et KOURELIS Angeliki** (1994) : "Financial Structure, Bank Lending Rates and the Transmission Mechanism of Monetary Policy", *IMF Working Paper*, mars.
- **CUSSON Thierry** (1992) : "L'impact d'une baisse d'un point des taux d'intérêt", *Bulletin Mensuel de la Banque de France*, janvier.
- **DOLADO J.J., JENKINSON T. ET SOSVILLA-RIVERO S.** (1990) : "Cointegration and Unit Roots", *Journal of Economic Surveys*, vol.4, n° 3.
- **FRIEDMAN Benjamin et KUTTNER Kenneth .N.** (1992) : "Money, Income, Prices and Interest Rates", *American Economic Review*, vol. 82, n° 3, pp. 472-492.
- **GERTLACH Stefan et SMETS Franck** (1995) : "The Monetary Transmission: Evidence From G-7 Countries", in B.R.I., pp. 188-224.
- **HAKKIO Craig S.** (1992) : "Monetary Transmission Channels in Major Foreign Countries: a Comment", Federal Reserve Bank of Kansas City, *Research Working Paper*, 92-12.
- **ICARD André** (1994) : "The Transmission of Monetary Policy in an Environment of Deregulation and Exchange Rate Stability: The French Experience", *Journal of Monetary Economics*, vol. 33, n° 1, pp. 87-104.
- **JAPELLI Tullio et PAGANO Marco** (1994) : "Saving, Growth and Liquidity Constraints", *Quarterly Journal of Economics*, vol. CIX, issue 1, pp. 83-110.
- **KNEESHAW J.T.** (1995) : "A Survey of Non Financial Sector Balance Sheets in Industrialised Countries: Implications for the Monetary Policy Transmission", *B.I.S. Working Paper*, n° 25.
- **NAYMAN Laurence** (1995) : "Financement des économies européennes, aspects institutionnels et approche par les bilans", mimeo CEPII, présenté aux *XIIèmes Journées Internationales d'Economie Monétaire et Bancaire*, Nancy, juin.
- **RAMEY Valerie** (1993) : "How Important is the Credit Channel in the Transmission of Monetary Policy ?", *NBER Working Paper*, n° 4285.
- **ROMER Christine D. et ROMER David H.** (1989) : "Does Monetary Policy Matter? A New Test in the Spirit of Friedman and Schwartz", *NBER WP*, n° 2966, mai.
- **TSATSANORIS Costas** (1995) : "Is there a Credit Channel in the transmission of Monetary Policy? Evidence from Four Countries", in B.R.I. (1995), pp. 154-187.

LISTE DES DOCUMENTS DE TRAVAIL DU CEPII¹²

1995

"Capital humain, mobilité des capitaux et commerce international", Pierre Villa, *document de travail n° 95-05*, juin.

"L'Europe à géométrie variable : une analyse économique", Jean Pisani-Ferry, *document de travail n° 95-04*, avril.

"Comparaison de l'efficacité énergétique des pays d'Europe centrale et orientale avec celle des pays de l'OCDE", Nina Kousnetzoff, *document de travail n° 95-03*, avril.

"L'organisation de la politique économique", Pierre Villa, *document de travail n° 95-02*, mars.

"Interest Rates, Banking Spreads and Credit Supply: The Real Effects", Fernando Barran, Virginie Coudert et Benoît Mojon, *document de travail n° 95-01*, mars.

1994

"L'après CAEM : la dynamique des échanges entre les pays de Visegrad", Dominique Pianelli, *document de travail n° 94-16*, décembre.

"CEEC Exports to the EC (1988-1993): Country Differentiation and Commodity Diversification", Françoise Lemoine, *document de travail n° 94-15*, décembre.

"Union monétaire et convergence : qu'avons-nous appris ?", Jean Pisani-Ferry, *document de travail n° 94-14*, décembre.

"Chômage et salaire en France sur longue période", Pierre Villa, *document de travail n° 94-13*, novembre.

"Croissance et spécialisation", Frédéric Busson et Pierre Villa, *document de travail n° 94-12*, novembre.

"The International Monetary System: in Search of New Principles", Michel Aglietta, *document de travail n° 94-11*, septembre.

"French and German Productivity Levels in Manufacturing: A Comparison Based on the Industry of Origin Method", Deniz Unal-Kesenci et Michael Freudenberg, *document de travail n° 94-10*, septembre.

¹² Les documents de travail sont diffusés gratuitement sur demande au CEPII au 48 42 64 14 ; une liste des documents de travail 1984-1994 est également disponible à ce numéro.

"La réunification allemande du point de vue de la politique économique", Agnès Bénassy et Pierre Villa, *document de travail n° 94-09*, septembre.

"Commerce international, emploi et salaires", Olivier Cortes et Sébastien Jean, *document de travail n° 94-08*, août.

"La fonction de consommation sur longue période en France", Pierre Villa, *document de travail n° 94-07*, juillet.

"Réglementation et prise de risque des intermédiaires financiers : la crise des prix d'actifs au début des années 1990", Benoit Mojon, *document de travail n° 94-06*, juillet.

"Turquie : d'une stabilisation à l'autre", Isabelle Bensedoun, *document de travail n° 94-05*, juillet.

"Economic Policy Strategies to Fight Mass Unemployment in Europe: an Appraisal", Henri Delesy et Henri Sterdyniak, *document de travail n° 94-04*, juillet.

"Transmission de la politique monétaire et crédit bancaire, une application à cinq pays de l'OCDE", Fernando Barran, Virginie Coudert et Benoît Mojon, *document de travail n° 94-03*, juin.

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

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

1993

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

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

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

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

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

1992

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

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

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

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

1991

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

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

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

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