

# Transmission de la politique monétaire et régime de changes : une comparaison France – Allemagne – Etats-Unis

**Catherine Bruno**

*Département des Etudes de l'OFCE*

*Dans cette étude, nous analysons l'impact d'un choc monétaire sur le produit, le taux d'intérêt, les prix et les encaisses réelles en France, en Allemagne et aux Etats-Unis. Le fait de disposer d'un échantillon de données sur une période allant de 1960 à 1994 nous permet d'étudier la transmission de la politique monétaire en régime de changes fixes (de 1960 à 1973) et en régime de changes flexibles (de 1973 à 1994) (Joyce et Kamas, 1993 ; Bayoumi et Taylor, 1995) . Nous utilisons la modélisation vectorielle autorégressive (VAR) pour mener à bien ce travail. Pour chaque pays, nous analysons le profil de réponse de l'activité, des prix, des encaisses réelles et du taux d'intérêt à un choc monétaire avant et après 1973. De même, nous nous interrogeons sur l'importance du choc monétaire comme source des fluctuations de l'activité réelle.*

*Cet exercice nous permet de savoir si la réponse de l'activité économique à un changement monétaire dépend du régime de changes. Pour cela, d'une part nous comparons le profil de réponse du produit à un choc monétaire en changes fixes et flexibles et d'autre part nous calculons la corrélation entre ces deux réponses. Puis, nous mesurons la causalité au sens de Granger entre les variables du système vectoriel autorégressif. Ainsi, ce calcul permet de déterminer l'ordre d'exogénéité des variables avant et après 1973. Nous pouvons vérifier empiriquement si la monnaie est plus exogène en changes flexibles qu'en changes fixes et si elle cause l'activité réelle en changes flexibles : en effet, en changes flexibles, la réalisation de l'équilibre externe est assurée par les variations du taux de change et non par la variation des réserves en devises, composante externe de la monnaie. Dans ce cas, la monnaie constitue un objectif intermédiaire de la politique monétaire.*

*De plus, nous comparons le profil de réponse du produit en France, en Allemagne et aux Etats-Unis avant et après 1973. Ainsi, nous analysons si les mécanismes de transmission de la politique monétaire à l'activité réelle sont les mêmes dans les trois pays. Il est également pertinent de comparer les chocs*

*monétaires d'un pays à l'autre avant et après 1973. Cette comparaison permet de déterminer si les chocs monétaires sont spécifiques ou communs aux trois pays.*

Depuis la fin des années soixante-dix, l'objectif de lutte contre l'inflation est devenu prioritaire dans les pays occidentaux. La politique monétaire est alors considérée comme l'instrument privilégié pour atteindre cet objectif. Choisir la politique monétaire comme instrument de stabilisation des prix, c'est reconnaître que la monnaie influence les variables nominales, en particulier le niveau général des prix. Cependant, la politique monétaire est également utilisée comme moyen de régulation de l'activité économique. En particulier, dans les travaux de la synthèse néo-classique, la monnaie affecte le produit, les prix et les salaires nominaux s'ajustant avec retard selon une dynamique décrite par la courbe de Phillips. Jusqu'à la fin des années soixante-dix, les divers courants théoriques se rejoignent pour accorder à la monnaie une influence à court terme sur l'activité économique.

L'influence de la monnaie sur la sphère réelle est d'ailleurs mise en évidence par de nombreux travaux empiriques (Friedman et Schwartz, 1963 ; Andersen et Jordan, 1968 ; Sims, 1972). Les nouveaux classiques, ou *école des anticipations rationnelles* (Lucas, 1972 ; Lucas, 1973 ; Barro, 1976), proposent une explication originale de l'influence de la monnaie sur l'activité réelle : seule la composante non anticipée de la monnaie a une influence sur l'activité économique. Ainsi, seuls les chocs aléatoires dans l'offre de monnaie viennent perturber le système économique. Cependant, ce courant théorique s'est très vite trouvé confronté à une vague de scepticisme : en effet, les délais informationnels sur la masse monétaire et le niveau des prix ne semblent pas assez longs pour expliquer l'ampleur des mouvements économiques dans un monde où les statistiques monétaires sont rapidement disponibles. Bien que sur un plan méthodologique l'hypothèse d'anticipations rationnelles constitue une rupture importante, on peut voir dans ce relatif échec des nouveaux classiques l'origine de l'émergence du courant du cycle réel au début des années quatre-vingt : celui-ci dénie aux variables monétaires toute influence sur les fluctuations économiques, même à court terme. Les travaux empiriques semblent alors confirmer l'approche réelle du cycle économique (Sims, 1980 ; Litterman et Weiss, 1985). Le débat sur la neutralité de la monnaie est par conséquent relancé. La vision traditionnelle de la transmission de la politique monétaire à l'activité réelle qui considère le taux d'intérêt comme canal de transmission de la politique monétaire est apparu incomplet. Une explication alternative s'est avérée nécessaire : la *nouvelle école keynésienne* (Blanchard, 1990) privilégie les encaisses réelles comme canal de transmission de la politique monétaire. Brunner et Meltzer (1978), Bernanke et Blinder (1992), quant à eux, mettent en évidence le fait que la politique monétaire influe sur l'activité réelle *via* le crédit.

Ainsi, les canaux de transmission de la politique monétaire à la sphère réelle sont nombreux. Ils transitent essentiellement par le taux

d'intérêt, le crédit, les encaisses réelles et le taux de change. L'efficacité de la politique monétaire est conditionnelle à l'importance relative de ces différents canaux dont les effets sont parfois contradictoires. De plus, les canaux de transmission de la politique monétaire peuvent être différents d'un pays à l'autre du fait notamment de la diversité des structures financières<sup>1</sup>. En particulier, une même mesure de politique monétaire peut conduire à des effets macroéconomiques différents selon les pays : une baisse du taux d'intérêt similaire d'un pays à l'autre peut entraîner une hausse de la demande plus ou moins forte selon le pays considéré. Ainsi, la mise en œuvre d'une politique monétaire commune en Europe pourrait entraîner des distortions non souhaitées si les canaux de transmission de la politique monétaire diffèrent entre les pays européens membres de l'Union monétaire. De plus, si les chocs affectant une économie lui sont spécifiques, alors la constitution d'une Union monétaire comporte un coût non négligeable pour les pays qui en sont membres : en effet, la perspective d'une union monétaire, en particulier en Europe, supprime les ajustements *via* les variables monétaires ou financières telles que l'offre de monnaie ou le taux de change (Bayoumi et Eichengreen, 1992 ; Méliitz et Weber, 1996).

Dans cet article, nous déterminons l'impact d'un choc monétaire sur le produit, le taux d'intérêt, les prix et les encaisses réelles en France, aux Etats-Unis et en Allemagne sur une période allant de 1960 à 1994. Le fait de disposer d'un échantillon de données sur une période allant de 1960 à 1994 nous permet d'étudier la transmission de la politique monétaire en régime de changes fixes (de 1960 à 1973) et en régime de changes flexibles<sup>2</sup> (de 1973 à 1994) (Joyce et Kamas, 1993 ; Bayoumi et Taylor, 1995). Nous pouvons ainsi vérifier si la politique monétaire est plus efficace en changes flexibles qu'en changes fixes comme le souligne le modèle de Mundell et Fleming.

L'étude de l'efficacité de la politique monétaire en France et en Allemagne, pays membres de l'union monétaire européenne, permet d'éclairer le débat actuel relatif au coût de la réalisation de l'Union monétaire européenne. En particulier, la phase finale de l'union monétaire prévoit la fixité du taux de change entre les pays européens membres de l'union et la flexibilité du taux de change entre ces pays et les pays non membres. Comme nous le verrons ultérieurement, notre étude apporte des éléments d'information sur le caractère spécifique des chocs monétaires qui affectent la France, l'Allemagne et les Etats-Unis en régimes de changes fixes et flexibles. De même, la comparaison des mécanismes de transmission de la politique monétaire à la sphère réelle d'un pays à l'autre pour un régime de changes donné nous informe sur les ajustements effectués au sein d'une économie suite à un choc monétaire.

---

1. Bliman, Bruno et Le Cacheux (1993) ont étudié les disparités et les tendances communes de cinq grands pays européens dans le domaine bancaire et financier afin de définir le futur espace bancaire et financier européen.

2. Nous considérons que le taux de change effectif du franc français sur la période 1973-1994 est flexible et ceci malgré la création du Système monétaire européen en mars 1979. Il en est de même pour le taux de change effectif du deutsche mark. Ultérieurement, nous montrons que les résultats de l'estimation menée sur la période 1979-1994 sont identiques à ceux de l'estimation menée sur la période 1973-1994 pour la France et l'Allemagne.

Notre étude s'organise comme suit. Dans un premier temps, nous rappelons les débats théoriques et les résultats empiriques concernant les liens entre la politique monétaire et l'activité réelle. Dans un second temps, nous calculons des mesures de causalité au sens de Granger afin de déterminer l'ordre d'exogénéité des variables en régimes de changes fixes et flexibles : préalablement à ce calcul, nous présentons les propriétés de long terme des séries utilisées dans l'estimation du système vectoriel autorégressif, d'une part leur ordre d'intégration et d'autre part les relations de cointégration, en annexe. Dans un troisième temps, nous identifions le choc monétaire en faisant appel à la méthodologie VAR structurelle puis nous estimons le modèle vectoriel autorégressif comprenant le produit, le taux d'intérêt, la masse monétaire et les encaisses réelles. L'analyse des propriétés dynamiques du modèle, en l'occurrence les décompositions de variance et les réponses au choc monétaire, ainsi que le calcul de corrélations croisées entre les réponses des variables à un choc monétaire permettent de déterminer si, d'une part, la politique monétaire est plus efficace en régime de changes flexibles qu'en régime de changes fixes dans les trois pays étudiés et, d'autre part, si les ajustements effectués au sein des économies française, allemande et américaine sont identiques suite à un choc monétaire en régimes de changes fixes et flexibles.

## La politique monétaire et l'activité réelle

Lorsque l'on considère différentes revues de la littérature en macro-économie, on est frappé par l'importance accordée aux travaux qui traitent de l'influence de la monnaie sur l'activité. Les chocs monétaires sont-ils une source importante des fluctuations économiques ? Peut-on utiliser la politique monétaire comme moyen de régulation de l'activité économique ? Ces deux questions ont jalonné l'histoire monétaire de la pensée économique : la première s'inscrit dans le champ de l'analyse des fluctuations économiques ; la seconde s'intéresse à l'efficacité de la politique économique.

La période allant de la fin du dix-huitième siècle à la crise de 1929, marquée par des mouvements économiques erratiques, se caractérise par la recherche des facteurs à l'origine du cycle économique, les facteurs monétaires apparaissant pour certains comme prédominants<sup>3</sup> (Fisher, 1911 ; Hayek, 1931). La révolution keynésienne, qui se produit après la crise de 1929, recentre le débat sur les conditions d'efficacité de la politique économique et, en particulier, de la politique monétaire. *La Théorie générale* de Keynes présente le taux d'intérêt comme le mécanisme de transmission des chocs d'offre de monnaie vers la sphère réelle. L'histoire monétaire des Etats-Unis racontée par Friedman et Schwartz (1963) témoigne du lien causal de la monnaie vers le produit : en particulier, la forte baisse de la masse monétaire serait à

---

3. Haberler (1958) propose une revue exhaustive des travaux portant sur l'explication du cycle économique par la monnaie.

l'origine de la crise de 1929. Des travaux empiriques confirment le rôle dominant de la monnaie dans les variations conjoncturelles du produit : l'estimation de l'équation de *St Louis* met en évidence le pouvoir explicatif supérieur de la masse monétaire par rapport au déficit budgétaire dans la détermination du produit. Sur la base de tests spécifiques, Sims (1972) retrouve l'antériorité de la masse monétaire par rapport au produit.

Les années soixante-dix sont marquées par un retour plus affirmé à l'analyse des sources des fluctuations économiques. Pour les *nouveaux classiques*, ou *école des anticipations rationnelles*, la place centrale tenue par la monnaie dans le cycle économique provient d'une information imparfaite des agents économiques sur la monnaie et le niveau général des prix. Ainsi, seule la composante non anticipée de la monnaie a une influence sur l'activité économique. De nombreuses études empiriques ont cherché à montrer le pouvoir explicatif de la composante non anticipée de la monnaie (Barro, 1981 ; Kormendi et Meguire, 1984). Cependant, le courant théorique dit du cycle à l'équilibre s'est trouvé confronté à une vague de scepticisme : en particulier, la persistance des écarts au produit naturel ne peut pas s'expliquer exclusivement par des surprises de prix qui, sous l'hypothèse d'anticipations rationnelles, ne sont pas autocorrélées.

On peut voir dans ce relatif échec des nouveaux classiques à expliquer le cycle économique l'origine de l'émergence du courant du cycle réel au cours des années quatre-vingt : les économistes classiques ont alors tenté d'expliquer le cycle économique comme un phénomène purement réel. En effet, le courant du cycle réel montre qu'un modèle de croissance néoclassique reproduit des propriétés cycliques proches de la réalité à partir uniquement d'aléas technologiques. Ainsi, la monnaie n'aurait pas d'influence sur l'activité réelle même à court terme. De plus, Sims (1980) n'obtient pas le résultat selon lequel la monnaie cause au sens de Granger le produit dans le cadre d'un modèle vectoriel autorégressif intégrant le taux d'intérêt nominal, ce qui infirme les résultats de ses premiers travaux. A partir de l'article de Sims, les travaux dans le cadre de la méthodologie VAR vont se succéder pour tenter de confirmer ou d'infirmer une explication monétaire des fluctuations économiques (Bernanke, 1986 ; Blanchard et Watson, 1986 ; Blanchard, 1989 ; Blanchard et Quah, 1989).

Parallèlement au développement du courant du cycle réel, un travail de reconstruction du modèle keynésien sur des bases microéconomiques est engagé durant la dernière décennie. Ainsi, la *nouvelle école keynésienne* s'assigne comme objectif la construction de modèles avec des fondements microéconomiques qui présentent des caractéristiques dites *keynésiennes* telles que l'existence de pouvoir de marché des agents économiques et l'importance de chocs nominaux dans l'analyse du cycle (Blanchard et Kiyotaki, 1987). La présence de rigidités nominales, liées à l'existence de contrats de salaires emboîtés ou à des coûts d'ajustement sur les prix, donne aux chocs nominaux, en particulier aux chocs monétaires, un rôle à jouer dans les fluctuations de l'activité réelle (Blanchard, 1990).

La transmission de la politique monétaire à l'activité réelle passe par plusieurs canaux. Le canal du taux d'intérêt est le plus connu : il constitue le principal mécanisme de transmission de la politique monétaire dans le modèle keynésien IS-LM. Ainsi, une politique monétaire expansionniste conduit à une baisse du taux d'intérêt réel, ce qui stimule l'investissement et accroît par conséquent le produit. Le fait qu'une variation du taux d'intérêt nominal à court terme conduise à une variation du taux d'intérêt réel à court et à long terme s'explique par la rigidité des prix. Taylor (1995) montre, en prenant appui sur des études récentes, que les taux d'intérêt exercent un effet considérable sur les dépenses de consommation et d'investissement. Cependant, ce point de vue est contesté par Bernanke et Gertler (1995) qui soulignent l'échec de nombreuses études empiriques à mettre en évidence l'incidence significative du taux d'intérêt sur l'activité réelle. Par conséquent, ces auteurs privilégient un autre canal de transmission de la politique monétaire, celui du crédit.

Le canal du crédit repose sur l'idée que les banques jouent un rôle spécifique au sein du système financier car elles sont au coeur de la gestion des asymétries d'information entre prêteurs et emprunteurs. Tant que le crédit bancaire est imparfaitement substituable aux autres actifs, à la fois à l'actif des banques et au passif des agents, le canal du crédit joue de la façon suivante : une politique monétaire expansionniste conduit à une augmentation des dépôts bancaires qui permet aux banques d'accroître le volume de prêts aux emprunteurs et par conséquent les dépenses d'investissement. Certains travaux montrent que le canal du crédit n'est plus aussi puissant dans les pays occidentaux, en particulier aux Etats-Unis (Ramey, 1993 ; Meltzer, 1995). Une des raisons expliquant la moindre efficacité du canal du crédit est le déclin de l'activité de prêt (Edward et Mishkin, 1995).

Du fait de l'internationalisation croissante des économies occidentales, le taux de change est un canal de transmission de la politique monétaire qui fait intervenir le taux d'intérêt. En effet, une baisse du taux d'intérêt réel conduit à une dépréciation de change et par conséquent améliore le solde commercial et l'activité.

Enfin, la *nouvelle économie keynésienne* privilégie les encaisses réelles comme canal de transmission de la politique monétaire à l'activité réelle du fait de l'existence de rigidités nominales : par exemple, une politique monétaire expansionniste conduit à une augmentation des encaisses réelles, ce qui entraîne un surcroît de l'activité réelle.

Dans cette étude, nous mettons en évidence les canaux de transmission de la politique monétaire transitant par les taux d'intérêt et les encaisses réelles dans le cadre d'un modèle vectoriel autorégressif comprenant le produit, le taux d'intérêt nominal, la masse monétaire et les encaisses réelles.

## L'exogénéité des variables

Les modèles macroéconomiques mettent en évidence le caractère exogène de l'agrégat monétaire en régime de changes flexibles : en effet, les variations du taux de change assurent la réalisation de l'équilibre externe à masse monétaire inchangée. L'étude de la causalité au sens de Granger nous permet de savoir si la monnaie revêt un caractère en régime de changes flexibles plus exogène qu'en régime de changes fixes. L'interrogation concerne également le taux d'intérêt de court terme en tant qu'instrument de politique monétaire : est-il la variable la plus exogène du système en changes fixes et flexibles ? La définition de la causalité que nous retenons est développée par Granger (1969) : une variable  $y$  cause une variable  $x$  si pour prévoir  $x$  le passé de  $y$  apporte une information supplémentaire par rapport au seul passé de  $x$ . La causalité entre deux variables peut se décomposer comme suit (Gouriéroux, Monfort et Renault, 1987) : une causalité de  $x$  vers  $y$  ( $C_{xy}$ ), une causalité de  $y$  vers  $x$  ( $C_{yx}$ ) et une causalité instantanée ( $C_i$ ).

### 1. Les mesures de causalité (Allemagne)

Régime de change	x	y	Dépendance	$C_{xy}$	$C_{yx}$	$C_i$
fixes flexibles	m	i	0,48 *	23	37,5	39,5
	m	i	0,13	8	54	38
fixes flexibles	m	p	0,40 *	65	35	0
	m	p	0,19 *	32	68	0
fixes flexibles	m	y	0,21 *	28	52	20
	m	y	0,32 *	60	40	0
fixes flexibles	i	p	0,11	54,5	27	18,5
	i	p	0,19 *	52	31	17
fixes flexibles	i	y	0,32 *	34	66	0
	i	y	0,18	16,5	67	16,5
fixes flexibles	p	y	0,32 *	19	56	25
	p	y	0,10	20	80	0

\* La dépendance entre deux variables est significative au seuil de 5%.

Source : FMI, calculs de l'auteur.

2. Les mesures de causalité (Etats-Unis)

Régime de change	x	y	Dépendance	Cxy	Cyx	Ci
fixes flexibles	m	i	0,31 *	48	48	4
	m	i	0,66 *	40	60	0
fixes flexibles	m	p	0,62 *	75	23	2
	m	p	0,28 *	32	54	14
fixes flexibles	m	y	0,26 *	23	42	35
	m	y	0,37 *	60	10	30
fixes flexibles	i	p	0,43 *	14	32	54
	i	p	0,44 *	48	14	38
fixes flexibles	i	y	0,40 *	37,5	62,5	0
	i	y	0,67 *	34	43	13
fixes flexibles	p	y	0,28 *	60	36	4
	p	y	0,27 *	18	82	0

3. Les mesures de causalité (France)

Régime de change	x	y	Dépendance	Cxy	Cyx	Ci
fixes flexibles	m	i	0,37 *	13	81	6
	m	i	0,09	44	44	12
fixes flexibles	m	p	0,32 *	19	75	6
	m	p	0,25 *	24	64	12
fixes flexibles	m	y	0,40 *	20	80	0
	m	y	0,46 *	52	20	28
fixes flexibles	i	p	0,67 *	10	16	74
	i	p	0,47 *	11	23	66
fixes flexibles	i	y	0,37 *	38	24	38
	i	y	0,09	55	45	0
fixes flexibles	p	y	0,44 *	48	36	16
	p	y	0,23 *	100	0	0

\* La dépendance entre deux variables est significative au seuil de 5 %.

Source : FMI, calculs de l'auteur.



La monnaie, le taux d'intérêt, le produit et les prix sont significativement dépendants les uns des autres au sens de Granger en France, en Allemagne et aux Etats-Unis quel que soit le régime de changes considéré, excepté la monnaie et le taux d'intérêt, le taux d'intérêt et le produit en Allemagne et en France en changes flexibles, le taux d'intérêt et les prix en Allemagne en changes fixes, les prix et le produit en Allemagne en changes flexibles. Toutefois, dans les trois pays étudiés, le taux d'intérêt n'apparaît pas comme étant la variable la plus exogène du système quel que soit le régime de changes en vigueur. En particulier, aux Etats-Unis, le taux d'intérêt et les prix se causent l'un l'autre en changes fixes alors qu'en changes flexibles le taux d'intérêt cause les prix comme cela est le cas en Allemagne. En France, quel que soit le régime de changes, les prix et le taux d'intérêt se causent l'un l'autre. De même, la monnaie n'apparaît pas comme ayant un caractère plus exogène en changes flexibles qu'en changes fixes. Plus précisément, en changes flexibles, la monnaie est causée au sens de Granger par les prix dans les trois pays et par le taux d'intérêt aux Etats-Unis. En changes fixes, la monnaie et le taux d'intérêt se causent l'un l'autre en Allemagne alors que la causalité va du taux d'intérêt vers la monnaie aux Etats-Unis, de la monnaie vers le taux d'intérêt en France. La monnaie cause les prix en changes fixes en Allemagne et aux Etats-Unis alors que la causalité inverse prévaut en changes flexibles dans ces deux pays. Cependant, elle influence l'activité réelle en changes flexibles dans les trois pays étudiés: en effet, elle cause le produit au sens de Granger alors que la situation est inversée en changes fixes.

### 1. La causalité au sens de Granger

Les tests statistiques nécessaires à l'évaluation de la causalité portent sur des variables qui suivent un processus stationnaire. Préalablement aux tests de causalité, le nombre de retards pour chaque couple de variables pris en différence doit être déterminé. Le choix de quatre retards permet le blanchiment des résidus dans chaque pays et pour chaque couple de variables. Les tableaux 1, 2 et 3 se lisent de la façon suivante. Pour chaque couple de variables, la mesure de la dépendance se décompose en causalités unidirectionnelles et instantanée évaluées chacune en pourcentages de la dépendance totale. Les statistiques de test de causalité sont définies à partir du nombre d'observations multiplié par la mesure de causalité correspondante. Sous l'hypothèse de non-causalité, ces statistiques sont distribuées selon une loi de *Chi-deux* à 9 degrés de liberté pour la dépendance totale, 4 degrés de liberté respectivement pour les deux causalités unidirectionnelles et 1 degré de liberté pour la causalité instantanée. Dans les tableaux 1, 2 et 3, l'astérisque signifie que la dépendance entre deux variables est significative au seuil de 5 %.

## Un modèle structurel autorégressif

### 2. Préalables méthodologiques

Le modèle comporte quatre variables : le produit ( $y$ ), le taux d'intérêt ( $i$ ), la masse monétaire ( $m$ ) et les encaisses réelles ( $er$ ). Nous estimons la représentation VAR structurelle suivante :

$$A(L)X_t = u_t$$

$u$  est le vecteur des aléas structurels orthogonaux et non corrélés entre eux évoqués auparavant <sup>1</sup> :

$$u = [u_p, u_i, u_m, u_{er}]'$$

Le modèle VAR peut être réécrit sous la forme moyenne mobile (avec  $C(0)=I$ )

$$X_t = B(L)u_t$$

afin de calculer les fonctions de réponse aux chocs et la décomposition de variance des erreurs de prévision. A partir des données, nous estimons la représentation vectorielle autorégressive de la forme réduite

$$C(L)X_t = \varepsilon_t$$

ou sa représentation moyenne mobile:

$$X_t = D(L)\varepsilon_t$$

La matrice  $B(0)$  est égale à la matrice identité  $I$  et  $\varepsilon$  est le vecteur des innovations. Nous supposons que les innovations sont des combinaisons linéaires des chocs structurels affectant le système. Ceci revient à supposer qu'il existe une matrice  $S$  de plein rang de dimension  $(4,4)$  telle que :

$$\varepsilon = Su$$

D'après les équations (2), (4) et (5), nous pouvons écrire:

$$B(L) = D$$

Ainsi, il est facile de retrouver la représentation VAR structurelle à partir des équations (1), (3) et (5) grâce à la relation suivante :

$$A(L) = S^{-1}C(L)$$

Si nous appelons  $\Omega$  la matrice de variance-covariance des innovations, la représentation structurelle du modèle est obtenue grâce au calcul des 16 éléments de la matrice  $S$ . L'hypothèse d'orthogonalité des chocs structurels ( $E(uu')=I^2$ ) — qui permet de les distinguer les uns des autres — et de linéarité des relations entre les chocs structurels et les innovations nous permet d'écrire

$$SS' = \Omega$$

Comme  $\Omega$  est une matrice symétrique de dimension  $(4,4)$ , 10 éléments de la matrice  $S$  peuvent être identifiés à partir de l'équation précédente. Il est donc nécessaire d'introduire 6 contraintes supplémentaires pour que le modèle structurel soit juste identifié.

1.  $u_m$  représente le choc monétaire.

2. Le choix de la matrice identité n'est pas exclusif. Toute matrice diagonale serait admise. Cependant, la normalisation des aléas structurels conduit à choisir la matrice identité comme matrice diagonale.

## **L'identification du choc monétaire**

Plusieurs démarches sont mises en œuvre pour identifier un choc de politique monétaire. Une première démarche consiste à repérer les dates des chocs de politique monétaire selon la méthode historique suivie par Romer et Romer (1989). Ces auteurs ont étudié les comptes rendus de la Banque centrale américaine afin d'identifier les dates auxquelles la politique monétaire devient restrictive. Une fois les dates repérées, on peut leur affecter une variable muette dans une régression et simuler un choc de politique monétaire. L'inconvénient majeur de cette démarche est qu'elle ne concerne que les Etats-Unis d'une part et qu'elle ne repère que les dates révélatrices d'une politique monétaire restrictive d'autre part.

Une deuxième 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. Afin de s'assurer du caractère exogène de la variable instrument de politique monétaire, on la régresse sur un ensemble de variables macroéconomiques. Le résidu de la régression est censé représenter les chocs exogènes de politique monétaire (Sims, 1992 ; Bernanke et Blinder, 1992). Généralement, le choc de politique monétaire est identifié par des restrictions instantanées et assimilé, compte tenu d'une certaine fonction de réaction de la Banque centrale, soit à l'innovation de masse monétaire soit à l'innovation de taux d'intérêt. Cependant, les résultats obtenus en choisissant l'innovation de taux d'intérêt comme mesure du choc monétaire ne sont pas toujours satisfaisants. Par exemple, les prix baissent instantanément suite à un choc de politique monétaire, ce qui accrédite l'idée que le choc est mal identifié.

Dans cette étude, nous optons pour une troisième méthode dite VAR structurelle développée par Blanchard et Watson (1986), Bernanke (1986) et Blanchard et Quah (1989) afin d'identifier le choc monétaire. Cette méthode consiste à restreindre l'effet d'un choc sur les variables du système vectoriel autorégressif. Le choix des restrictions est fondé sur des considérations théoriques. Deux types de restrictions sont mentionnés dans la littérature. Une restriction de court terme contraint un choc à ne pas avoir un effet contemporain sur une ou plusieurs variables. Une restriction de long terme contraint un choc à ne pas avoir d'effet à long terme sur une ou plusieurs variables. Dans cette étude, nous supposons que la monnaie est neutre à long terme. Ainsi, le choc monétaire n'a pas d'effet à long terme sur les variables réelles du système vectoriel autorégressif, c'est-à-dire le produit et les encaisses réelles<sup>4</sup>. Comme l'inflation, autrement dit les prix à la consommation en différence, est stationnaire, les taux d'intérêt réel et nominal ont les mêmes propriétés à long terme. Par conséquent, si le choc monétaire n'a pas d'effet à long terme sur le taux d'intérêt nominal alors il n'a également pas d'effet à long terme sur le taux d'intérêt réel.

---

4. Quatre autres restrictions sont nécessaires pour que le modèle soit juste identifié. Deux des chocs non monétaires n'ont pas d'effet à court terme sur la masse monétaire. L'un de ces deux chocs n'a pas d'effet à court terme sur le produit.

## La réponse au choc monétaire

Pour chaque pays, nous étudions le profil de réponse du produit, des prix, des encaisses réelles et du taux d'intérêt nominal à un choc structurel exogène identifié auparavant comme étant un choc monétaire. Ainsi, nous pouvons répondre aux interrogations suivantes.

- La réponse des variables du système VAR au choc monétaire sont-elles conformes aux prédictions stylisées de la macroéconomie ? Suite à une expansion monétaire, le produit s'accroît ainsi que les prix. Le taux d'intérêt nominal baisse du fait de l'excès d'offre de monnaie, ce que l'on nomme l'*effet liquidité*.

- L'effet du choc monétaire sur le produit est-il plus élevé et plus persistant en régime de changes flexibles qu'en régime de changes fixes comme le met en évidence le modèle de Mundell-Fleming ?

Pour la France et l'Allemagne, nous effectuons l'estimation du système VAR sur la période allant de la création du Système monétaire européen, en mars 1979, à décembre 1994. Les résultats de l'estimation ne diffèrent pas sensiblement de ceux obtenus en régime de changes flexibles.

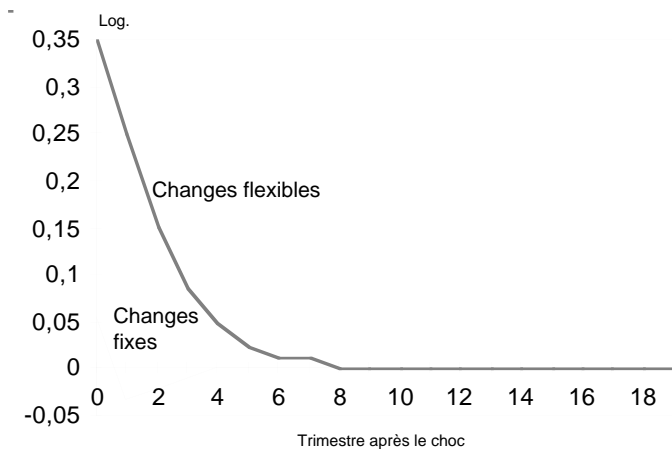
Afin que la comparaison entre les régimes de changes pour chaque pays soit plus aisée, nous analysons la réponse des variables à un choc qui augmente l'agrégat monétaire de 1 % à long terme. Précisons également que la réponse du produit, des encaisses réelles et des prix est exprimée en pourcentage, celle du taux d'intérêt en points.

En Allemagne, nous constatons que la réponse instantanée du produit <sup>5</sup> est six fois plus élevée en changes flexibles qu'en changes fixes (graphique 1). Instantanément, les prix augmentent de 0,5 % pour les deux régimes de changes (graphique 5) : au bout de cinq trimestres en changes fixes et de sept trimestres en changes flexibles, ils croissent au rythme de 1 % par trimestre comme l'agrégat monétaire. Le taux d'intérêt nominal baisse instantanément, de manière considérable en changes fixes (graphique 2), ce qui révèle un fort *effet liquidité*. Par contre, le taux d'intérêt nominal augmente instantanément suite à un choc monétaire en Allemagne en régime de changes flexibles (graphique 2). Dans ce cas, le choc monétaire affecte le taux d'intérêt nominal via un effet d'inflation anticipé: les agents économiques anticipent une hausse des prix suite au choc monétaire, ce qui se traduit par une hausse instantanée des prix et du taux d'intérêt nominal. En Allemagne, en régime de changes flexibles, la transmission de la politique monétaire à l'activité réelle s'effectue *via* les encaisses réelles et *via* le taux d'intérêt réel qui baisse suite à un choc monétaire. L'augmentation des encaisses réelles (graphique 3) entraîne une hausse de la demande agrégée qui conduit à une augmentation des variables nominales, les prix et le taux d'intérêt nominal <sup>6</sup>.

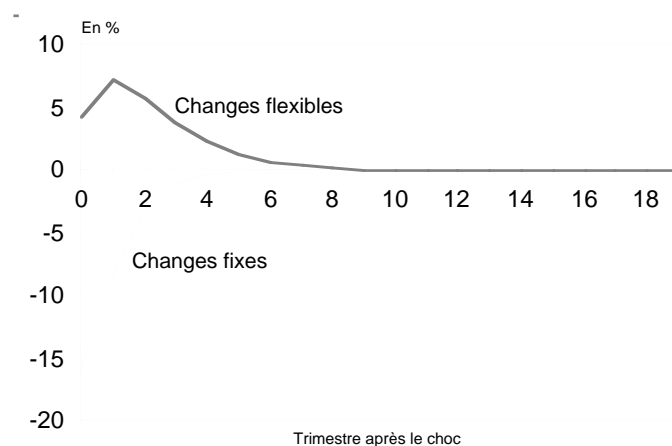
---

5. La réponse instantanée du produit constitue un pic pour les deux régimes de changes.

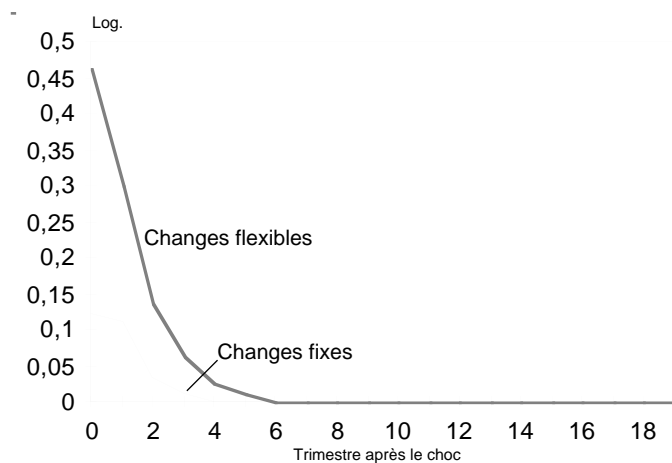
6. Le profil de réponse des variables depuis la création du Système monétaire européen en mars 1979 à 1994 est le même qu'en régime de changes flexibles.



1. Réponse du produit allemand



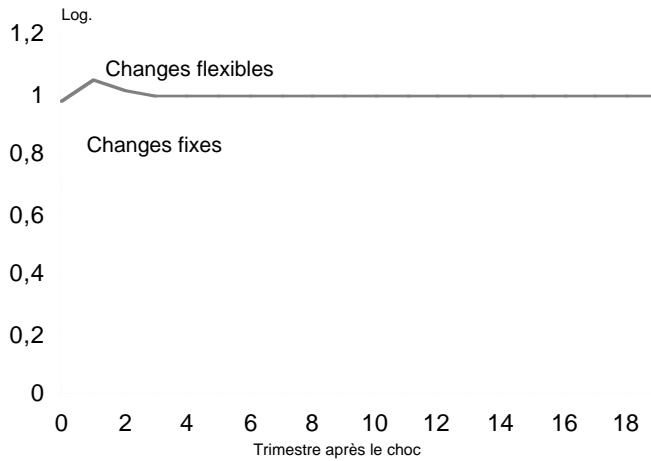
2. Réponse du taux d'intérêt allemand



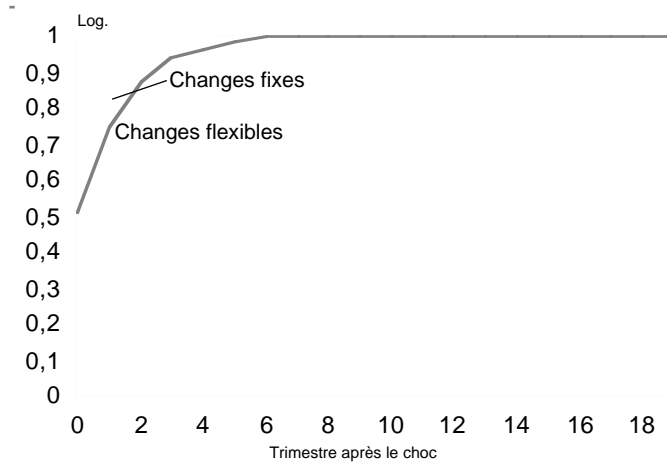
3. Réponse des encaisses réelles allemandes

Sources : FMI, calculs de l'auteur.

4. Réponse de la masse monétaire allemande

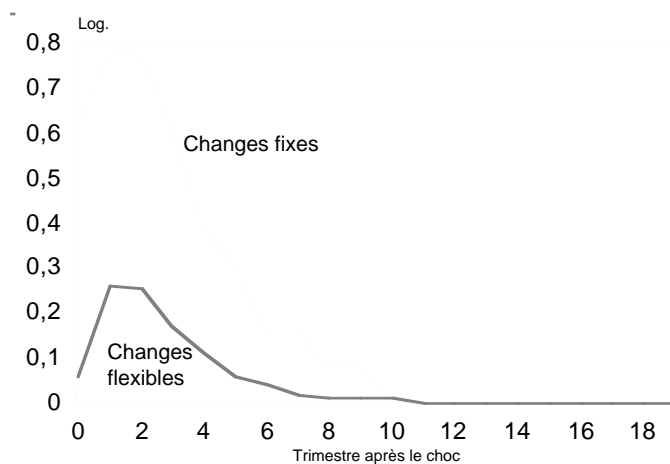


5. Réponse des prix allemands

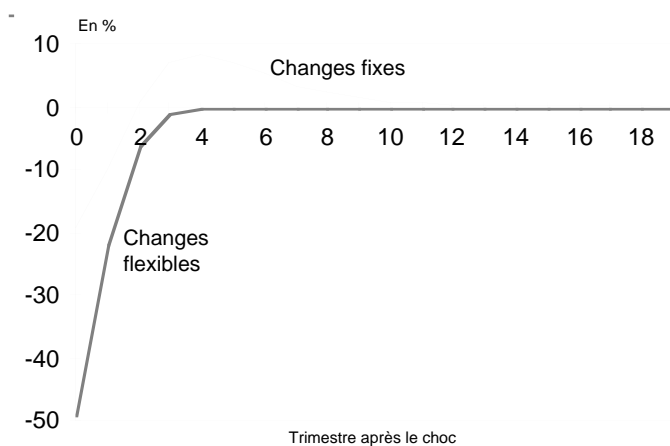


Sources : FMI, calculs de l'auteur.

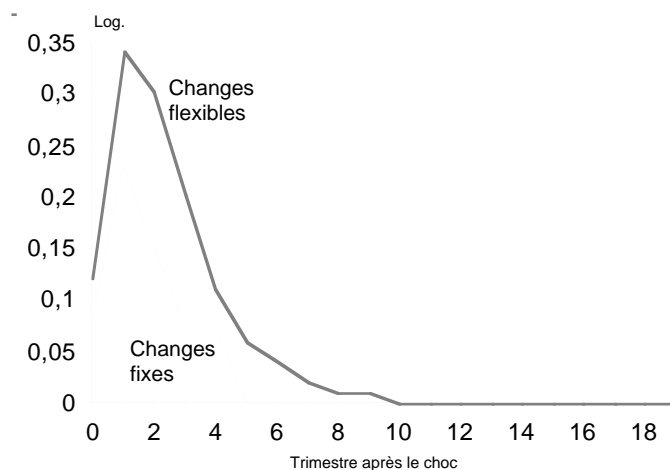
Aux Etats-Unis, par contre, la réponse instantanée du produit est environ six fois plus élevée en changes fixes qu'en changes flexibles. Dans les deux cas, la réponse du produit atteint un pic lors du premier trimestre (graphique 6). Les prix augmentent instantanément d'environ 0,4 % en changes fixes et flexibles. En changes fixes, les prix augmentent au bout de sept trimestres comme l'agrégat monétaire alors qu'en changes flexibles le calage sur l'agrégat monétaire est réalisé au bout de quinze trimestres (graphique 9). L'*effet liquidité* est deux fois plus élevé en changes flexibles qu'en changes fixes (graphique 7). Ainsi, la transmission de la politique monétaire à l'activité réelle aux Etats-Unis s'effectue par le canal du taux d'intérêt en changes fixes et flexibles. De même, les encaisses réelles constituent un autre canal de transmission de la politique monétaire: leur augmentation (graphique 8) suite à un choc monétaire conduit à une hausse de l'activité réelle.



6. Réponse du produit américain

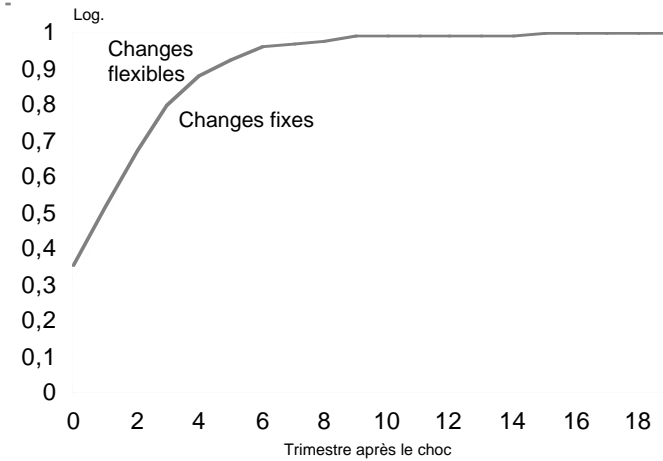


7. Réponse du taux d'intérêt américain

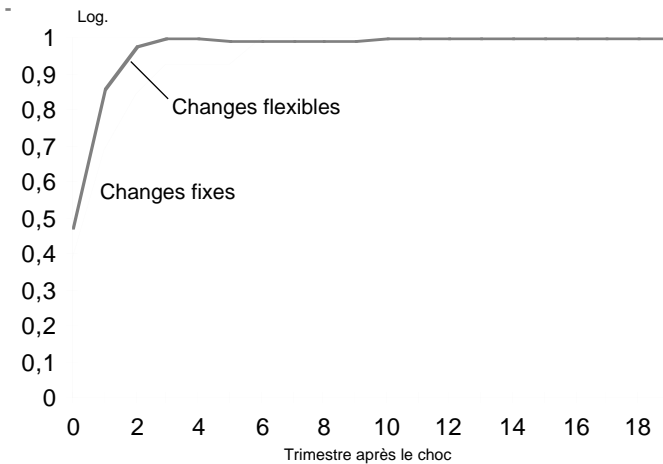


8. Réponse des encaisses réelles américaines

9. Réponse des prix américains



10. Réponse de la masse monétaire américaine



Sources : FMI, calculs de l'auteur.

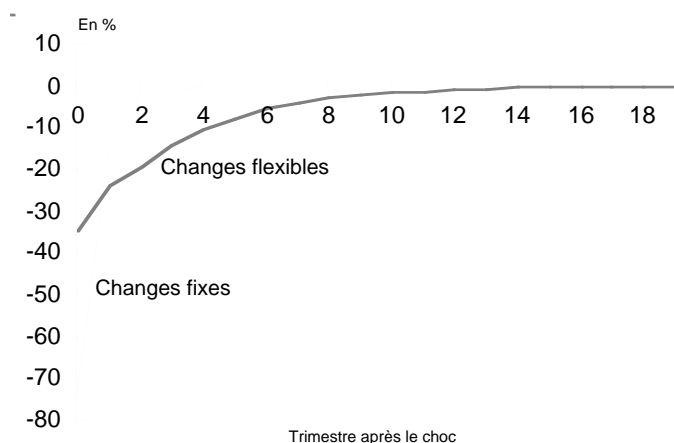
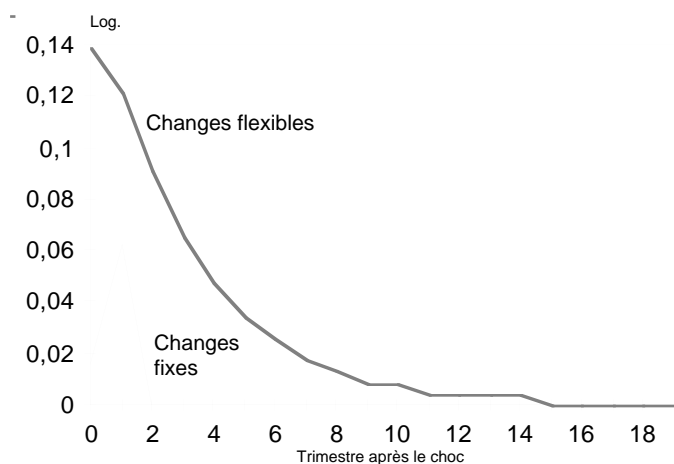
Comme en Allemagne, une expansion monétaire en France est plus efficace sur l'activité en changes flexibles qu'en changes fixes. La réponse instantanée du produit en changes flexibles constitue un pic alors qu'en changes fixes le pic n'est atteint qu'au bout d'un trimestre (graphique 11). Le taux d'intérêt baisse instantanément deux fois plus en changes fixes qu'en changes flexibles, ce qui révèle un fort *effet liquidité* (graphique 12). Instantanément, les prix augmentent quatre fois plus en changes fixes qu'en changes flexibles. Ils croissent au rythme de 1% par trimestre comme l'agrégat monétaire au bout de trois trimestres en changes fixes (graphique 15). Suite à un choc monétaire, les encaisses réelles baissent en changes fixes et flexibles <sup>7</sup> (graphique 13). Ce résultat traduit le fait que les prix augmentent plus que l'agrégat monétaire pendant les trois premiers trimestres consécutifs

7. Les encaisses réelles augmentent en France sur la période allant de mars 1979 à décembre 1994. En ce qui concerne les autres variables du système VAR, leur profil de réponse au choc monétaire est le même qu'en régime de changes flexibles.



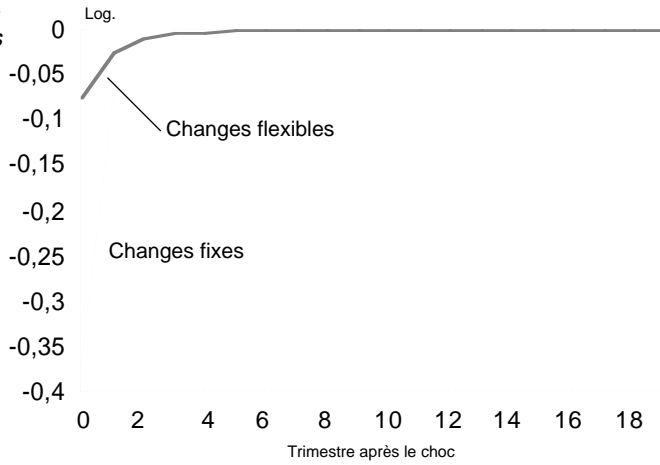
au choc monétaire en changes fixes, pendant les cinq premiers trimestres en changes flexibles. Ainsi, les encaisses réelles ne sont pas le canal de transmission dominant de la politique monétaire à l'activité réelle puisque, suite au choc monétaire, leur baisse devrait conduire à une contraction de l'activité : en effet, les agents souhaitent reconstituer leurs encaisses et pour cela, ils consomment moins. Le surcroît d'activité constaté en France est par conséquent dû à la baisse du taux d'intérêt consécutive au choc monétaire.

Le calcul de la corrélation de la réponse au choc monétaire entre les régimes de changes fixes et flexibles pour le produit, les encaisses réelles, le taux d'intérêt nominal et les prix (tableau 4) montre que, dans les trois pays étudiés, le profil de réponse des variables du système VAR à un choc monétaire est le même quel que soit le régime de changes en vigueur, excepté pour le taux d'intérêt nominal en Allemagne. Par conséquent, le profil de réponse des variables du système VAR à un choc monétaire ne dépend pas du régime de changes dans les trois pays étudiés.

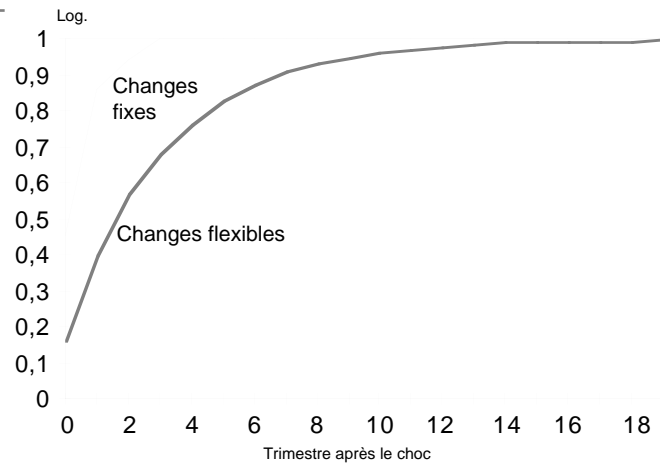


Sources : FMI, calculs de l'auteur.

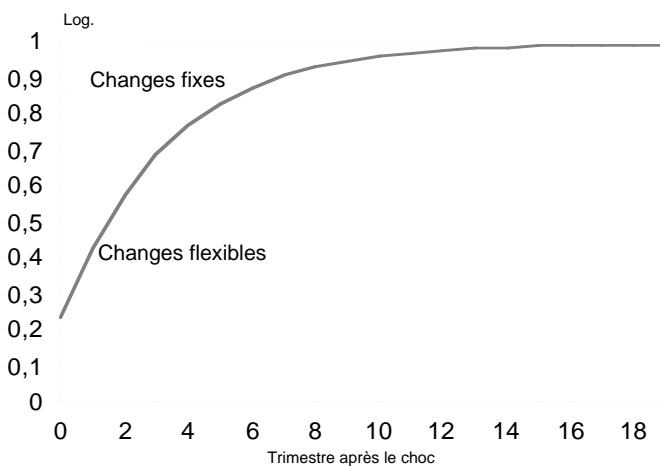
13. Réponse des encaisses réelles françaises



14. Réponse de la masse monétaire française



15. Réponse des prix français



Sources : FMI, calculs de l'auteur.

4. La corrélation de la réponse des variables au choc monétaire entre les deux régimes de changes

Pays	y	i	er	p
Allemagne	0,21	-0,73	0,98	0,98
Etats-Unis	0,94	0,83	0,97	0,99
France	0,66	0,78	0,98	0,82

Source : FMI, calculs de l'auteur.

## Une comparaison internationale des mécanismes de transmission de la politique monétaire et des chocs monétaires

Pour un régime de changes donné, nous comparons d'une part les mécanismes de propagation du choc monétaire à l'activité réelle et d'autre part les impulsions monétaires dans les trois pays étudiés. Pour cela, nous calculons la corrélation de la réponse du produit au choc monétaire entre les pays pris deux à deux d'une part et la corrélation entre les chocs monétaires des trois pays pris deux à deux d'autre part. Nous constatons que les mécanismes de transmission du choc monétaire à l'activité réelle sont quasiment semblables en Allemagne, aux Etats-Unis et en France depuis l'instauration d'un régime de changes flexibles au premier trimestre 1973. Ce résultat reflète une intégration croissante des économies française, allemande et américaine depuis 1973 (tableau 5). Ainsi, dans la perspective de la phase finale de l'union monétaire européenne dont la France et l'Allemagne sont des pays membres, les effets attendus d'une politique monétaire commune seront similaires en France et en Allemagne.

5. La corrélation de la réponse du produit au choc monétaire entre deux pays

Pays	Changes fixes	Changes flexibles
Allemagne - Etats-Unis	-0,14	0,72
Allemagne - France	-0,27	0,96
Etats-Unis - France	0,59	0,85

Source : FMI, calculs de l'auteur.

Par contre, quel que soit le régime de changes considéré, les chocs monétaires allemands, français et américains ont peu d'éléments communs (tableau 6). En particulier, l'instauration du Système monétaire européen en 1979 n'a pas contribué à une plus grande similitude des chocs monétaires en France et en Allemagne : la corrélation entre les chocs monétaires allemands et français calculée de mars 1979 à décembre 1994 est de l'ordre de 0,05.

## 6. La corrélation des chocs monétaires entre les pays

Pays	Changes fixes	Changes flexibles
Allemagne - Etats-Unis	-0,12	-0,02
Allemagne - France	0,03	-0,00
Etats-Unis - France	0,02	0,07

Source : FMI, calculs de l'auteur.

## La contribution du choc monétaire aux fluctuations du produit

Les innovations monétaires expliquent une plus grande part des variations du produit en changes flexibles qu'en changes fixes, et ce quel que soit le pays considéré. Ce résultat est cohérent avec le fait que le choc monétaire est plus efficace<sup>8</sup>, en particulier en Allemagne et en France, en changes flexibles qu'en changes fixes. Afin de compléter l'étude de la décomposition de variance de l'erreur faite sur le produit, précisons que le choc monétaire explique une plus grande part de la variation de l'activité en France qu'en Allemagne, en Allemagne qu'aux Etats-Unis. La prise en compte des différents régimes de changes ne remet pas en cause cet ordre.

## 7. La décomposition de variance du produit expliquée par le choc monétaire (%)

Changes fixes	Allemagne	Etats-Unis	France
1 trimestre	0,07	0,04	0,20
2 trimestres	0,05	0,03	0,20
1 an	0,03	0,02	0,10
1 an et demi	0,02	0,01	0,10
2 ans	0,01	0,01	0,10
3 ans	0,00	0,00	0,00
Changes flexibles	Allemagne	Etats-Unis	France
1 trimestre	3,01	0,02	20,60
2 trimestres	2,02	1,13	16,40
1 an	1,02	0,97	10,80
1 an et demi	0,64	0,65	7,60
2 ans	0,47	0,47	5,70
3 ans	0,30	0,30	3,80

Source : FMI, calculs de l'auteur.

8. En termes de variations du produit.

## Conclusion

Au terme de cette étude, il apparaît que la politique monétaire en France et en Allemagne est plus efficace<sup>9</sup> en changes flexibles qu'en changes fixes, ce qui est conforme aux prédictions stylisées du modèle de Mundell-Fleming. Par contre, aux Etats-Unis, la politique monétaire est plus efficace en changes fixes qu'en changes flexibles.

Cependant, le profil de réponse du produit, des prix, des encaisses réelles et du taux d'intérêt<sup>10</sup> à un choc monétaire ne diffère pas sensiblement d'un régime de changes à l'autre en France, en Allemagne et aux Etats-Unis sur la période 1960-1994. Dans tous les pays<sup>11</sup>, quel que soit le régime de changes, le taux d'intérêt nominal baisse suite à un choc monétaire expansionniste alors que les prix augmentent. Cependant, comme la hausse des prix est en valeur absolue inférieure à la baisse du taux d'intérêt nominal, le taux d'intérêt réel baisse en France, en Allemagne et aux Etats-Unis. Alors que bon nombre d'études empiriques ne font pas apparaître de mouvements significatifs du taux d'intérêt réel sur l'activité, nous constatons que l'impact sur l'activité du choc monétaire transite par le taux d'intérêt réel.

De même, les encaisses réelles constituent un canal de transmission de la politique monétaire en Allemagne, aux Etats-Unis et en France. En effet, suite à un choc monétaire, les prix augmentent relativement moins que l'agrégat monétaire en Allemagne et aux Etats-Unis<sup>12</sup>. La lenteur d'ajustement des prix est en partie due à l'existence de rigidités nominales liées notamment à des coûts d'ajustement sur les prix. Par conséquent, les encaisses réelles augmentent entraînant un surcroît d'activité. Ce résultat empirique confirme les travaux de recherche théoriques menés sur les fondements microéconomiques des modèles macroéconomiques d'inspiration *keynésienne* qui privilégient les mouvements des encaisses réelles comme canal de transmission de la politique monétaire (Blanchard, 1990).

La monnaie est une source plus importante de fluctuations du produit en changes flexibles qu'en changes fixes en France, aux Etats-Unis et en Allemagne. De plus, la monnaie cause au sens de Granger le produit en changes flexibles en France, aux Etats-Unis et en Allemagne. Ces résultats empiriques contribuent à relancer le débat sur les liens entre les sphères réelle et monétaire. En effet, au début des années quatre-vingt, le courant du cycle réel à l'origine a ignoré l'impact de la monnaie sur la sphère réelle que ce soit à court terme qu'à long terme.

---

9. L'efficacité de la politique monétaire est mesurée à partir de l'ampleur instantanée et de la persistance du choc monétaire sur l'activité.

10. Excepté en Allemagne.

11. Excepté en Allemagne en changes flexibles.

12. En France, les encaisses réelles baissent suite à un choc monétaire expansionniste en régimes de changes fixes et flexibles. L'augmentation du produit est alors due à la baisse du taux d'intérêt réel ; les encaisses réelles ne sont pas le canal de transmission dominant.

Les mécanismes de transmission du choc monétaire à l'activité réelle sont semblables en Allemagne, aux Etats-Unis et en France depuis l'instauration d'un régime de changes flexibles en 1973. Par contre, les impulsions monétaires dans ces trois pays ne comportent pas d'éléments communs quel que soit le régime de changes en vigueur. Les enseignements que l'on peut tirer pour la future Union monétaire en Europe sont doubles : d'une part, la future union n'entraînera pas de fortes distortions entre la France et l'Allemagne du fait de la similitude des mécanismes de transmission de la politique monétaire à l'activité réelle ; d'autre part, l'absence de chocs monétaires communs à la France et à l'Allemagne à ce jour fera de la mise en oeuvre d'une politique monétaire commune en Europe une situation nouvelle à laquelle devront se plier les pays européens.

## Références bibliographiques

- ANDERSEN, L. ET JORDAN J., 1968 : « Monetary and fiscal actions : a test of their relative importance in economic stabilization. *Federal Reserve Bank of Saint-Louis Review*, 11-24, novembre.
- BARRO R., 1976 : « Rational expectations and the role of Monetary policy », *Journal of Monetary Economics*.
- BARRO R., 1981 : « Unanticipated money growth and economic activity », In Barro R., éditeur, *Money, Expectations and Business Cycles*, chapitre 5, Academic Press, New-York.
- BAYOUMI T. et EICHENGREEN B., 1992 : *Shocking aspects of European monetary unification*. Document de travail 643, CEPR.
- BAYOUMI T. et TAYLOR P., 1995 : « Macroeconomic shocks, The ERM and tri-polarity. *The Review of Economics and Statistics*, 321-331.
- BERNANKE B. et BLINDER A., 1992 : « The federal funds rate and the channels of monetary transmission », *American Economic Review*, 901-921, septembre.
- BERNANKE B. et GERTLER M., 1995 : « Inside the black box : the credit channel of Monetary policy transmission », *Journal of Economic Perspectives*, (9) : 27-48, automne.
- BERNANKE B., 1986 : « Alternative explanations of the money-income correlation », *Carnegie Rochester Conference Papers*, 25 : 49-100, automne.
- BLANCHARD O. J., 1989 : « A traditional interpretation of economic fluctuations », *American Economic Review*, 79 (5) : 1146-1164, décembre.

- BLANCHARD O. J., 1990 : « Why does money affect output ? A survey », In FRIEDMAN B. et HAHN F., éditeurs, *Handbook of Monetary Economics*, chapitre 15, North-Holland, Amsterdam.
- BLANCHARD O. J. et KIYOTAKI N. 1987 : « Monopolistic competition and the effect of aggregate demand », *American Economic Review*, 77 (4) : 647-666, septembre.
- BLANCHARD O. J et QUAH D., 1989 : « The dynamic effects of aggregate demand and supply disturbances », *American Economic Review*, 79 (4):655-673, septembre.
- BLANCHARD O. J et WATSON M., 1986 : « Are business cycles all alike ? », In Gordon R., éditeur, *The American Business Cycle: Continuity and Change*, University of Chicago Press.
- BLIMAN M., BRUNO C. et LE CACHEUX J., 1993 : « L'espace bancaire et financier européen : bilan et perspectives », *Observations et Diagnostics Economiques*, 46.
- BRUNNER K. et MELTZER A., 1978 : « The problem of inflation », In BRUNNER K. et MELTZER A., éditeurs, *The Problem of Inflation*, North-Holland, Amsterdam.
- EDWARD F. et MISHKIN F., 1995 : « The decline of traditional banking : implications for financial stability and regulatory policy », *Economic Policy Review*, 27-45, juillet.
- FISHER I. *The purchasing power of money*, Giard, 1911. Traduction française.
- FRIEDMAN M. et SCHWARTZ A., 1963 : *A monetary history of the United States*, Princeton University Press, Princeton.
- GOURIEROUX C., MONFORT A. et RENAULT E., 1987 : « Kullback causality measures », *Annales d'Economie et de Statistiques*, 6/7 : 369-410, avril-septembre.
- GRANGER C., 1969 : « Investigating causal relations by econometrics models and cross spectral methods », *Econometrica*, 37 (3) : 424-439, juillet.
- HABERLER G., 1958 : *Prosperity and Depression*, George Allen-Unwin, London.
- HAYEK F. A., 1931: *Prices and Production*, Routledge, Londres.
- JOHANSEN S., 1991 : « Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in gaussian vector autoregressive models » *Econometrica*, 59(6) : 1551-1580, novembre.

- JOHANSEN S. et JUSELIUS K., 1990 : « Maximum likelihood estimation and inference on cointegration with applications to the demand for money » *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52 (2) : 169-210, mai.
- JOYCE J. et KAMAS L., 1993 : *Money and output under alternative exchange rate regimes : evidence from cointegration analysis and VECMS*, Working Paper 92-05, Wellesley College, septembre.
- KORMENDI R. et MEGUIRE P., 1984 : « Cross-regime evidence of macroeconomic rationality », *Journal of Political Economy*, 92(5) : 875-908, octobre.
- LITTERMAN R. et WEISS L., 1985 : « Money, real interest rates and output : a reinterpretation of postwar US data », *Econometrica*, 53(1) : 129-156, janvier.
- LUCAS R., 1972 : « Expectations and the neutrality of money », *Journal of Economic Theory*.
- LUCAS R., 1973 : « Some international evidence on output inflation tradeoffs », *American Economic Review*.
- MELTZER A., 1995 : « Monetary, credit (and other) transmission processes : monetarist perspective », *Journal of Economic Perspectives*, (9) : 49-72, automne.
- MELITZ J. et WEBER A., 1996 : *The costs/benefits of a common Monetary policy in France and Germany and possible lessons for Monetary union*, Document de travail 1374, CEPR, avril.
- RAMEY V., 1993 : « How important is the credit channel for the transmission of Monetary policy ? », *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, (39) : 1-45, décembre.
- ROMER C. et ROMER D., 1989 : « Does Monetary policy matter : a new test in the spirit of Friedman and Schwartz », *NBER Macroeconomic Annual*.
- SIMS C., 1972 : « Money, income and causality », *American Economic Review*, 62(4):540-552, septembre.
- SIMS C., 1980 : « Macroeconomics and reality », *Econometrica*, 48 (1) : 1-48, janvier.
- SIMS C., 1992 : « Interpreting the macroeconomic time series facts : the effect of Monetary policy ». *European Economic Review*, 36 : 975-1000.
- TAYLOR J., 1995 : « The monetary transmission mechanism : an empirical framework », *Journal of Economic Perspectives*, (9) : 11-26, automne.



## ANNEXE

### Les données

#### La description des données

Nous disposons de données trimestrielles sur la période 1960-1994 fournies par le Fonds monétaire international pour l'Allemagne, les Etats-Unis et la France. Ces données <sup>1</sup> sont : le produit intérieur brut <sup>2</sup> ( $y$ ), l'indice des prix à la consommation ( $p$ ), l'agrégat monétaire ( $m$ ) en unités monétaires <sup>3</sup> courantes, le taux d'intérêt à court terme <sup>4</sup> ( $i$ ).

#### Les propriétés de long terme

##### *L'ordre d'intégration*

Pour analyser les propriétés de long terme des séries indépendamment les unes des autres, nous recourons aux tests traditionnels de Dickey-Fuller *augmenté*. Les résultats du test sont conditionnels au choix de la structure de retards au sens où elle permet le blanchiment des résidus. Nous avons recours aux critères *AIC* et *BIC* afin de déterminer cette structure de retards. Les tests de rapport de vraisemblance laissent apparaître que la structure de retards est optimale lorsque nous choisissons quatre retards. Les résultats du test <sup>5</sup>  $I(0)$  contre  $I(1)$  montrent que le produit, le taux d'intérêt, les prix à la consommation, l'agrégat monétaire ainsi que les encaisses réelles sont intégrés à l'ordre un en régime de changes fixes — de 1960 : 1 à 1973 : 1 — et en régime de changes flexibles — de 1973 : 2 à 1994 : 4.

Nous recourons à la même stratégie de test pour juger la présence de variables intégrées à l'ordre deux. Aucune variable n'est intégrée à l'ordre deux. En particulier, les taux d'intérêt nominal et réel ont des propriétés de long terme semblables puisque l'inflation est stationnaire.

##### *Les relations de cointégration*

Les tests concernant l'ordre d'intégration des séries menés dans le cadre d'une analyse univariée doivent être confirmés dans le cadre d'une analyse multivariée. Les tests de cointégration sont mis en œuvre suivant la méthode de Johansen (1991) et de Johansen et Juselius

---

1. Les séries sont prises en logarithme excepté la série de taux d'intérêt.

2. Nous choisissons le produit national brut pour l'Allemagne.

3. Nous choisissons M1 comme agrégat monétaire.

4. Nous choisissons le taux du marché monétaire.

5.  $I(0)$  signifie intégré à l'ordre zéro ;  $I(1)$  signifie intégré à l'ordre un.

A1. Le test  $I(1)$  contre  $I(0)$  (Allemagne)

Variable	Changes fixes	Changes flexibles
m	$I(1) + T$	$I(1) + T$
i	$I(1)$	$I(1)$
p	$I(1) + T$	$I(1) + T$
y	$I(1) + T$	$I(1)$
er	$I(1) + T$	$I(1) + T$

A2. Le test  $I(1)$  contre  $I(0)$  (Etats-Unis)

Variable	Changes fixes	Changes flexibles
m	$I(1)$	$I(1) + T$
i	$I(1)$	$I(1)$
p	$I(1) + T$	$I(1) + T$
y	$I(1) + T$	$I(1) + T$
er	$I(1) + T$	$I(1)$

A3. Le test  $I(1)$  contre  $I(0)$  (France)

Variable	Changes fixes	Changes flexibles
m	$I(1) + T$	$I(1) + T$
i	$I(1)$	$I(1)$
p	$I(1) + T$	$I(1)$
y	$I(1)$	$I(1) + T$
er	$I(1) + T$	$I(1) + T$

Source : FMI, calculs de l'auteur.

(1990). Les résultats sont conditionnels à l'estimation du modèle vectoriel autorégressif <sup>6</sup> et par conséquent au choix de la structure optimale de retards. Pour chaque pays, quatre retards sont nécessaires au blanchiment des résidus. Les statistiques de la trace et de la valeur propre permettent de déterminer le nombre de relations de cointégration pour chaque pays en régimes de changes fixes et flexibles.

A 4. Les relations de cointégration

Pays	Changes fixes	Changes flexibles
Allemagne	1	1
Etats-Unis	2	2
France	2	1

Source : FMI, calculs de l'auteur.

6. Il est composé du produit, du taux d'intérêt, de l'agrégat monétaire et des encaisses réelles.