

L'Allemagne joue-t-elle le rôle de locomotive vis-à-vis de la France ?

Catherine Bruno

Département des études

Cette étude propose une évaluation des liens économiques qu'entretiennent la France et l'Allemagne sur la période 1960-1989. Plus précisément, nous nous demandons si l'Allemagne a joué au cours des trente dernières années le rôle de locomotive vis-à-vis de la France. Nous recourons à l'économétrie des séries temporelles — la modélisation vectorielle autorégressive structurelle — pour évaluer les sources de fluctuations des économies française et allemande, sources de fluctuations qui sont soit spécifiquement nationales soit communes aux deux pays. Nous complétons l'étude des relations entre la France et l'Allemagne par une présentation des faits stylisés des deux économies. La comparaison des faits stylisés allemands et français d'une part, et l'étude des sources de fluctuations des deux économies dans le cadre d'un modèle vectoriel autorégressif d'autre part, confirment le rôle de locomotive joué par l'Allemagne dans ses échanges avec la France.

L'Allemagne et la France, les deux premières puissances économiques européennes ⁽¹⁾, entretiennent des liens commerciaux privilégiés : sur la période 1960-1990, chacun des deux pays est le premier client et le premier fournisseur de l'autre. Cependant, au cours de la période, l'Allemagne consolide sa position de pays *leader* en Europe. Ainsi, au cours des années quatre-vingt, l'Allemagne réalise de larges excédents commerciaux alors que la France connaît des déficits persistants. De plus, bien que la croissance de l'activité soit plus forte en France qu'en Allemagne, l'appréciation nominale du mark permet à la production allemande d'être de mieux en mieux valorisée. Au plan monétaire, la banque centrale allemande a une position dominante par rapport aux autres banques centrales européennes, notamment depuis la création du Système monétaire européen en 1979 : en effet, les banques centrales européennes, en particulier la Banque de France, imitent la *Bundesbank* en menant une politique rigoureuse de lutte contre l'inflation et de

(1) En 1989, ces deux pays représentent respectivement un quart et un cinquième de la production de la Communauté européenne.

défense de la monnaie nationale en vue de l'obtention d'une crédibilité monétaire sur les marchés financiers.

Dans cette étude, nous nous efforçons d'évaluer le signe et l'intensité des interdépendances entre la France et l'Allemagne. Plus précisément, nous nous demandons si l'Allemagne a joué au cours des trente dernières années le rôle de *locomotive* vis-à-vis de la France. Pour mener à bien ce travail, nous nous référons aux développements récents de la macroéconomie, en particulier ceux concernant l'identification des sources des fluctuations des économies occidentales⁽²⁾. L'objectif est d'évaluer l'importance relative de multiples chocs, en particulier des chocs d'offre et de demande agrégées, dans la source et la propagation du cycle économique. Nous considérons l'ouverture de l'économie au *reste du monde*⁽³⁾ comme étant déterminante dans l'étude des sources de fluctuations d'un pays. En effet, des régularités empiriques internationales existent du fait de l'ouverture croissante des marchés des biens et des capitaux⁽⁴⁾ et doivent être prises en compte dans l'étude du cycle économique⁽⁵⁾. Ainsi, ces similarités internationales révèlent la présence de chocs communs⁽⁶⁾ aux économies occidentales et/ou l'existence d'une transmission internationale du cycle économique.

La période d'observation⁽⁷⁾ au cours de laquelle nous étudions les relations entre la France et l'Allemagne recouvre plusieurs régimes de change : de 1960 à 1976, un taux de change fixe ; de 1976 à 1979, un taux de change flexible ; de 1979 à 1989, un taux de change fixe mais ajustable. Cependant, nous ne distinguons pas ces trois périodes lors de l'estimation. En effet, nous montrons que les résidus estimés sont orthogonaux au taux de change nominal franc-mark, ce qui révèle l'indépendance du modèle par rapport au régime de change⁽⁸⁾. Baxter et Stockman (1988) étudient les propriétés statistiques et les corrélations croisées des variables de 49 pays en régime de changes fixes et flexibles : en dépit d'une plus grande variabilité des taux de change réels en régime de changes flexibles, le changement de régime n'intervient pas dans la transmission internationale des cycles économiques.

(2) Blanchard et Watson (1986), Bernanke (1986), Shapiro et Watson (1988), Blanchard (1989), Blanchard et Quah (1989) identifient les sources de fluctuations de l'économie américaine.

(3) Bruno et Portier (1994) utilisent la modélisation *VAR structurel* pour décrire l'ouverture à la fois réelle et monétaire de la France. De même, Ahmed, Ickes, Wang et Yoo (1993) estiment un modèle vectoriel autorégressif à partir d'un modèle de cycle réel international à deux pays décrivant les relations entre les Etats-Unis et l'Europe.

(4) A ce sujet, se reporter à Gerlach (1988), Baxter et Stockman (1988), Blackburn et Ravn (1992), Backus et Kehoe (1992), Canova et Dellas (1993).

(5) D'ailleurs, déjà à la fin des années soixante-dix, l'école des impulsions dominantes, dont les fondateurs sont Brunner et Meltzer (1978), prenait en compte les impulsions étrangères comme sources de fluctuations du cycle économique.

(6) Par exemple, les deux chocs pétroliers.

(7) Nous disposons pour la France et l'Allemagne des mêmes séries de données sur cette période. Nous n'allons pas au delà de 1989, année de la réunification allemande.

(8) Des études antérieures ont également montré au plan empirique la faible dépendance de la transmission internationale des cycles économiques au régime de change (Gerlach, 1988 ; Baxter et Stockman, 1988 ; Ahmed, Ickes, Wang et Yoo, 1993).

Pour mener à bien cette étude, nous présentons dans une première partie les faits stylisés allemands et français au cours de la période 1963-1989. Dans une seconde partie, nous estimons un modèle *VAR* en vue d'identifier les différentes sources de fluctuations des économies allemande et française. Nous considérons l'Allemagne et la France dans un unique modèle à partir duquel nous identifions un choc d'offre commun aux deux pays, deux chocs de demande nationaux, un choc monétaire relatif et un choc de compétitivité. Ainsi, nous pouvons étudier la transmission d'un choc de demande, de compétitivité ou monétaire d'un pays à l'autre et l'impact d'un choc d'offre survenu simultanément dans les deux pays. La comparaison des faits stylisés allemands et français d'une part et l'étude des chaînes de transmission et de l'impact d'un choc d'offre commun aux deux pays d'autre part confirment le rôle de *locomotive* joué par l'Allemagne dans ses échanges avec la France.

Les faits stylisés allemands et français

Un résumé stylisé des évolutions macroéconomiques

Le tableau 1, tiré des *Perspectives économiques* de l'OCDE de Juillet 1991, récapitule de façon succincte les performances économiques de la France et de l'Allemagne sur la période 1963-1989.

1. Les performances économiques de l'Allemagne et de la France

Variables	Allemagne	France
PIB	2,9	3,5
Prix du PIB	4	7,2
Chômage	4,2	5,1
Balance courante	1,3	-0,3
Termes de l'échange	-0,2	-0,5

Source : *Perspectives économiques* de l'OCDE, Juillet 1991.

Entre 1963 et 1989, en moyenne, la croissance du produit intérieur brut a été plus forte en France qu'en Allemagne (3,5 % contre 2,9 %). Des études de conjoncture plus détaillées confirment le caractère modeste de la croissance allemande sur la période. La croissance française, dans les années soixante et jusqu'au premier choc pétrolier, est

comparable à celle l'ensemble des pays de l'OCDE ; cependant, dans les années quatre-vingt, le produit français, même s'il croît à un rythme plus rapide que le produit allemand⁽⁹⁾, ne connaît pas une forte croissance comme les produits japonais ou américain⁽¹⁰⁾. La croissance de l'économie française s'est faite au prix d'une inflation plus élevée qu'en Allemagne (7,2 % contre 4 %) bien que les prix allemands, comme les prix français, aient connu une pression à la hausse lors des deux chocs pétroliers. De plus, l'Allemagne a sur la période un faible taux de chômage. Les différences entre la France et l'Allemagne concernent aussi leur situation extérieure respective. En effet, sur la période 1963-1989, la balance courante allemande en pourcentage du PIB est en moyenne excédentaire alors que la France a une position diamétralement opposée.

Le tableau 2, tiré de l'OSCE, permet de préciser la situation extérieure de chacun des deux pays.

2. Les performances du commerce extérieur français et allemand

Taux de pénétration	1960	1987
France	15,3	25,5
Allemagne	15	24,5
Taux d'exportation	1960	1987
France	14,5	23,6
Allemagne	17	29,5

Source : OSCE.

L'Allemagne doit davantage ses excédents commerciaux à une plus grande capacité à exporter⁽¹¹⁾ qu'à une moindre ouverture de son marché intérieur⁽¹²⁾. D'ailleurs, parmi les économies occidentales, l'Allemagne se distingue nettement par un fort taux d'exportation, trois fois supérieur au taux américain. En revanche, l'ouverture de l'économie allemande est en moyenne comparable à celle de l'économie française.

Les échanges commerciaux entre la France et l'Allemagne étaient équilibrés au cours des années soixante et soixante-dix (Toujas-Bernate, 1991). Cependant, au cours des années quatre-vingt, l'Allemagne n'a pas cessé de tirer profit de ses échanges bilatéraux avec la France.

(9) De l'ordre de 1,8 % par an en moyenne contre 1,3 % par an en moyenne en Allemagne.

(10) La croissance des produits japonais et américain est respectivement de l'ordre de 3,7 % et 2,7 % contre 1,8 % en France dans les années quatre-vingt.

(11) Le taux d'exportation est le rapport des exportations sur la production.

(12) Le taux de pénétration est le rapport des importations sur la demande intérieure.

Comment expliquer ces différences de performances en matière de commerce extérieur ? Le rythme de croissance des termes de l'échange ⁽¹³⁾ sur l'ensemble de la période est moins négatif pour l'Allemagne qu'il ne l'est pour la France : le taux de croissance annuel moyen est respectivement de l'ordre de $-0,2\%$ et $-0,5\%$ en Allemagne et en France. Un tel résultat est difficilement interprétable : par exemple, la hausse du prix d'exportation qui correspond à une augmentation des termes de l'échange peut résulter soit d'une hausse des prix à la production concernant des produits soumis à une forte concurrence, soit de la volonté du pays à vendre cher les produits « haut de gamme » qu'il exporte. Le second cas illustre la stratégie allemande en matière de commerce extérieur : l'Allemagne vend mieux et plus cher ses produits que ne le font ses concurrents. En effet, les gains issus des termes de l'échange proviennent d'une part de la revalorisation du mark par rapport au franc à partir de la fin des années soixante (Joly et Ralle, 1991) et d'autre part de la plus grande cherté des produits industriels allemands par rapport aux produits de leurs concurrents (Toujas-Bernate, 1991).

La dynamique conjoncturelle en France et en Allemagne

Les propriétés des cycles français et allemands

Les faits stylisés allemands et français sont appréhendés à partir de la variabilité, la persistance et la cyclicité des séries économiques retenues — le produit, le déflateur du PIB, la masse monétaire, la consommation, l'investissement et le taux de change réel entre la France et l'Allemagne ⁽¹⁴⁾ — que nous avons au préalable filtrées selon la méthode de Hodrick et Prescott (1980) ⁽¹⁵⁾.

Les faits stylisés allemands et français sont récapitulés dans le tableau 3 sur la période 1963-1989.

La variabilité des agrégats économiques choisis pour décrire les cycles économiques français et allemand présente des similitudes d'un pays à l'autre. En effet, l'écart-type du produit (mesuré en pourcentage) est en général supérieur à celui de la consommation et du déflateur du PIB alors qu'il est inférieur à celui de l'investissement et de la masse monétaire. Cependant, l'écart-type du produit allemand est presque deux fois supérieur à celui du produit français.

(13) Ils sont mesurés par le rapport entre le prix d'exportation et le prix d'importation (Toujas-Bernate, 1991 ; Joly et Ralle, 1991).

(14) Il est évalué par le rapport entre les prix à la consommation français et les prix à la consommation allemands exprimés en francs.

(15) En effet, le filtre d'Hodrick-Prescott permet de rendre stationnaires les séries intégrées d'un ordre inférieur ou égal à quatre et celles dont la non-stationnarité est déterministe. Il élimine également dans chaque série tous les cycles de plus de cinq ans. Cette période est la longueur moyenne du cycle américain. La longueur moyenne des cycles français et allemand est plutôt de l'ordre de quatre ans comme nous le verrons ultérieurement.

3. Propriétés cycliques de l'Allemagne et de la France

Variable	<i>y</i>	<i>p</i>	<i>m</i>	<i>c</i>	<i>i</i>	<i>te</i>
Ecart-type Allemagne France	1,4 0,82	0,73 0,72	1,87 1,39	1,16 0,80	3,46 2,54	3,29
Autocorrélation à l'ordre 1 Allemagne France	0,58 0,66	0,55 0,73	0,82 0,75	0,60 0,52	0,53 0,51	0,72
Corrélation avec le produit Allemagne France	1 1	- 0,32 - 0,30	0,35 0,29	0,57 0,54	0,73 0,64	0,37 0,16

Sources : OCDE pour l'Allemagne,
INSEE pour la France.

y = produit ;
p = déflateur du produit ;
m = masse monétaire ;
c = consommation ;
i = investissement ;
te = taux de change réel franc-mark.

Les variables réelles — en particulier, la consommation, l'investissement — et la masse monétaire sont procycliques alors que les prix sont contracycliques. L'expansion économique en France et en Allemagne ne crée pas une surchauffe nominale. Sur la période, il semble que les fluctuations des produits allemand et français soient majoritairement dues à des chocs d'offre.

Dans les deux pays, la masse monétaire est plus persistante que le produit et l'investissement. Le comportement de lissage de la consommation⁽¹⁶⁾, qui se traduit par un caractère fort persistant de la consommation, est plus marqué en Allemagne qu'en France.

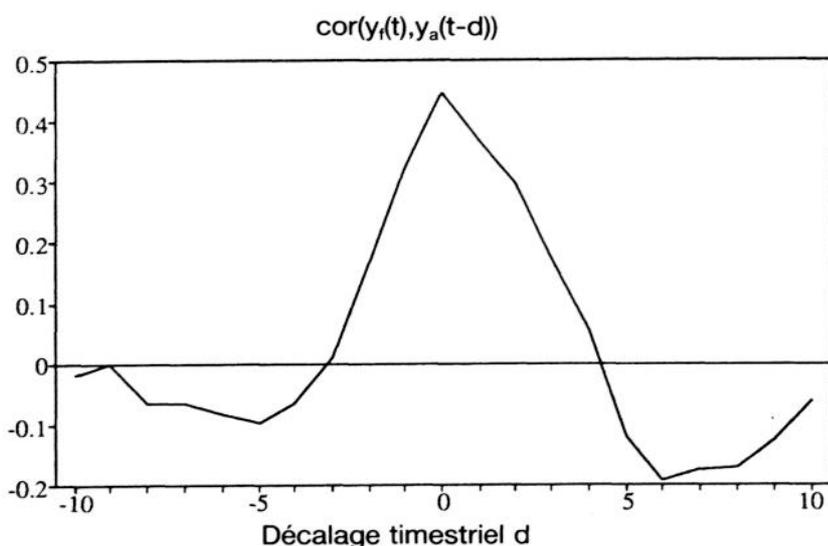
Les co-variations des fluctuations françaises et allemandes

Les relations économiques entretenues par la France et l'Allemagne au cours de la période sont appréhendées par les corrélations croisées instantanées et décalées jusqu'à plus ou moins dix trimestres des produits, des prix, des masses monétaires des deux pays ainsi que par les corrélations croisées du taux de change réel et des produits allemand et français. Nous complétons l'étude des co-variations des fluctuations allemandes et françaises par le calcul des mesures de causalité.

(16) Les modèles de cycle de vie ou de revenu permanent prennent en considération un tel comportement.

Les corrélations croisées

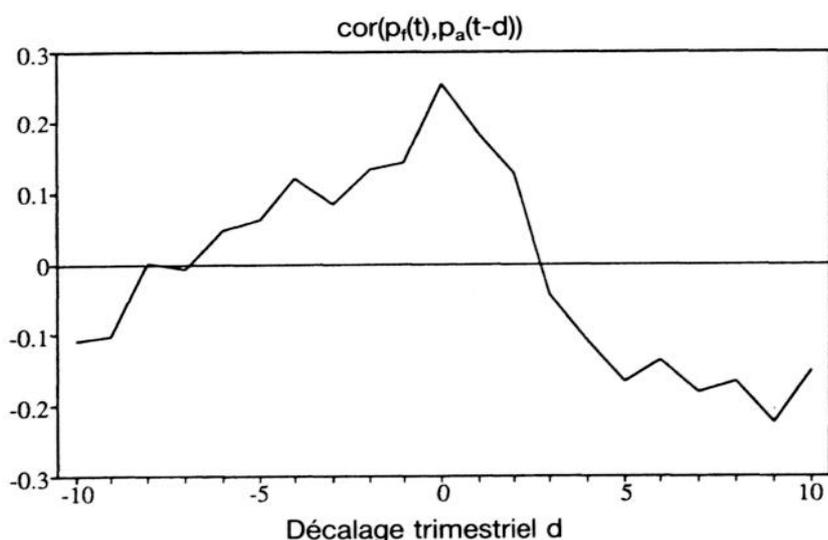
La corrélation croisée entre le produit français contemporain et le produit allemand passé (graphique 1) — jusqu'à quatre trimestres — et futur — jusqu'à trois trimestres — est positive : le niveau le plus élevé de la corrélation est atteint pour les produits français et allemand contemporains (0,44), ce qui signifie qu'aujourd'hui un produit français élevé correspond à un produit allemand élevé. Ce résultat va par conséquent dans le sens d'une transmission positive des cycles économiques français et allemand ⁽¹⁷⁾.



1. La corrélation croisée des produits

Sources : OCDE pour l'Allemagne, INSEE pour la France, calculs de l'auteur.

La corrélation croisée entre les prix français contemporains et les prix allemands passés (graphique 2) — jusqu'à deux trimestres — et futurs —



2. La corrélation croisée des prix

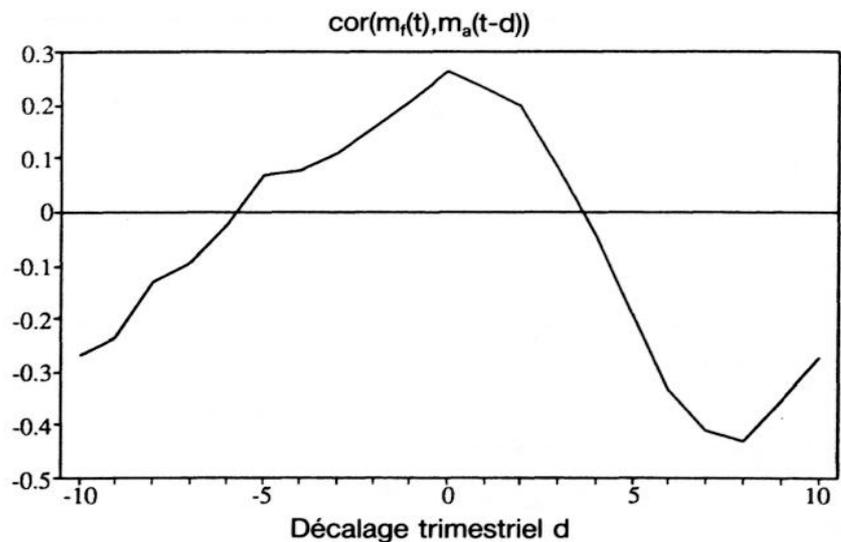
Sources : OCDE pour l'Allemagne, INSEE pour la France, calculs de l'auteur.

(17) Il est cohérent avec des travaux antérieurs sur les corrélations croisées des cycles économiques des principaux pays de l'OCDE (Morgenstern, 1959 ; Dornbush et Fisher, 1986 ; Gerlach, 1988).

jusqu'à six trimestres — est positive : le niveau de la corrélation instantanée est le plus élevé (0,254). Cependant, comme cette corrélation est faible, les prix français et les prix allemands n'évoluent pas de façon identique.

La corrélation croisée entre la masse monétaire française contemporaine et allemande passée (graphique 3) — jusqu'à trois trimestres — et future — jusqu'à cinq trimestres — est positive. Là encore, le niveau de la corrélation instantanée est le plus élevé (0,261). Ainsi, les masses monétaires française et allemande évoluent dans le même sens au cours de huit trimestres.

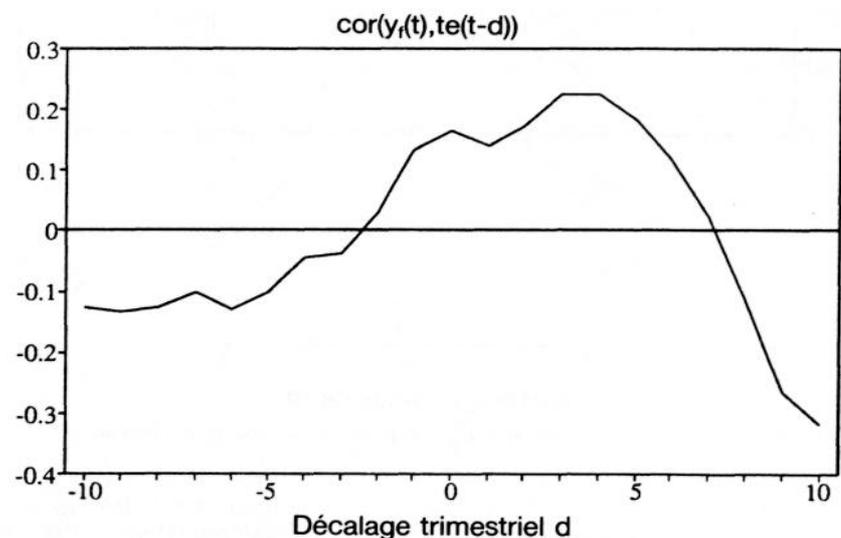
3. La corrélation croisée des masses monétaires



Sources : OCDE pour l'Allemagne, INSEE pour la France, calculs de l'auteur.

La corrélation croisée entre le produit français contemporain et le taux de change réel franc-mark (graphique 4) passé — jusqu'à sept trimestres — et futur — jusqu'à deux trimestres — est positive. La corrélation croisée décalée jusqu'à trois trimestres est la plus élevée (0,224). Le fait

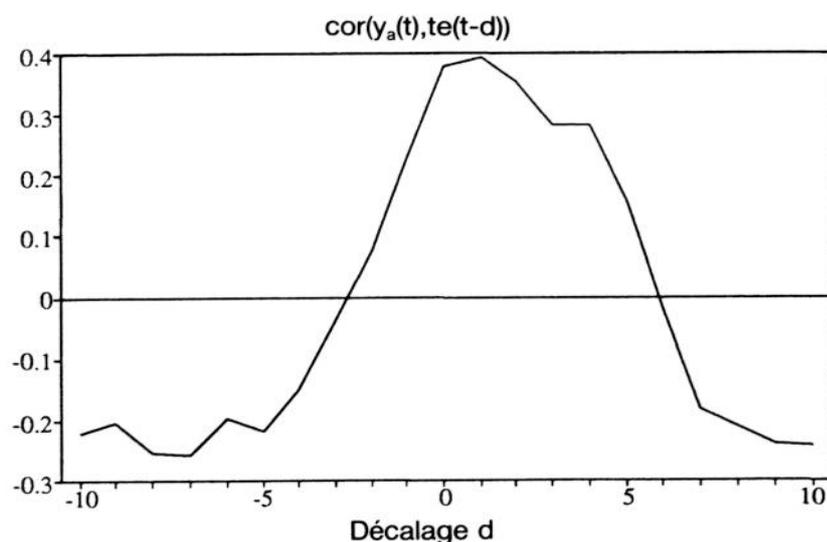
4. La corrélation produit français-taux de change réel



Sources : OCDE pour l'Allemagne, INSEE pour la France, calculs de l'auteur.

que la corrélation la plus élevée ne soit pas, comme dans les cas précédents, la corrélation contemporaine entre le produit français et le taux de change réel est révélateur de l'impact différé des gains de compétitivité constitués suite à des échanges avec l'Allemagne sur l'activité économique française.

La corrélation croisée entre le produit allemand contemporain et le taux de change réel mark-franc ⁽¹⁸⁾ passé (graphique 5) — jusqu'à cinq trimestres — et futur — jusqu'à deux trimestres — est positive. La corrélation la plus élevée est celle du produit allemand contemporain et des gains de compétitivité constitués un trimestre auparavant suite à des échanges avec la France. Le constat est que l'activité allemande bénéficie plus rapidement que l'activité française (deux trimestres de décalage) des gains de compétitivité constitués suite à des échanges avec la France.



5. La corrélation produit allemand-taux de change réel

Sources : OCDE pour l'Allemagne, INSEE pour la France, calculs de l'auteur.

Les relations de causalité

Préalablement aux tests de causalité, le nombre de retards pour chaque couple de variables doit être déterminé. Ainsi, comme à l'accoutumée, il est choisi selon les critères d'information *Akaike* et *Schwartz*. Nous retenons pour chaque couple de variables deux retards. Le tableau 4 présente les résultats des tests de causalité.

La dépendance significative entre les produits français et allemand s'explique uniquement par une causalité instantanée : pour prévoir le produit français (allemand) aujourd'hui, seule la valeur contemporaine du produit allemand (français) apporte une information supplémentaire par rapport aux valeurs passées de ces deux variables. Ainsi, chacun des deux pays joue instantanément le rôle de *locomotive* vis-à-vis de l'autre sans qu'aucun des deux produits ne cause temporellement le produit de l'autre pays.

(18) L'inverse du taux de change réel franc-mark.

1. Les mesures de causalité

La définition de la causalité retenue est celle qui a été développée par Granger (1969) : une variable y cause une variable x à la date t si, pour prévoir x , le passé de y apporte une information supplémentaire par rapport au seul passé de x . Les tests statistiques nécessaires à son évaluation consistent, pour des processus stationnaires autorégressifs ⁽¹⁾, à tester la significativité des coefficients associés aux valeurs retardées de y dans l'équation de x .

La causalité entre deux variables x et y 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 ⁽²⁾ (C_i). Ainsi, ces trois mesures de causalité dans le cas d'un système bivarié, sont données par les expressions suivantes :

$$(1) \quad C_{xy} = \log \left(\frac{V(\varepsilon[y_t / I_{t-1}(y)])}{V(\varepsilon[y_t / I_{t-1}(y), I_{t-1}(x)])} \right)$$

$$(2) \quad C_{yx} = \log \left(\frac{V(\varepsilon[x_t / I_{t-1}(x)])}{V(\varepsilon[x_t / I_{t-1}(x), I_{t-1}(y)])} \right)$$

$$(3) \quad C_i = \log \left(\frac{V(\varepsilon[x_t / I_{t-1}(x), I_{t-1}(y)])}{V(\varepsilon[x_t / I_{t-1}(x), I_t(y)])} \right)$$

ε représente l'erreur de prévision faite sur x (y) connaissant le passé (I_{t-1}) et le présent (I_t) de y (x). La mesure de la dépendance est donnée pour chaque couple de variables, dépendance qui se décompose en causalités unidirectionnelle et instantanée. Les statistiques de test de causalité sont définies à partir du nombre d'observations (102 observations dans ce cas) multiplié par la mesure de la causalité correspondante. Sous l'hypothèse de non-causalité, elles sont distribuées selon une loi de χ^2 à 5 degrés de liberté pour la dépendance totale, 2 degrés de liberté respectivement pour les deux causalités unidirectionnelles et 1 degré de liberté pour la causalité instantanée.

(1) Dans notre étude, les variables sont intégrées à l'ordre 1. Elles sont donc prises en différence.

(2) Les variables se causent mutuellement et instantanément.

4. Les mesures de causalité

	x	y	Dépendance	Cxy	Cyx	Ci
Valeur Statistique	y_f	y_a	0,14 14,28	21 % 3,06	15 % 2,04	64 % 9,18
Valeur Statistique	p_f	p_a	0,09 9,58	3 % 0,306	1 % 0,102	96 % 9,18
Valeur Statistique	m_f	m_a	0,05 5,1	0 % 0	0 % 0	100 % 5,1
Valeur Statistique	y_f	te	0,04 4,74	44,5 % 2,11	34 % 1,61	21,5 % 1,02
Valeur Statistique	y_a	te	0,11 11,01	2,5 % 0,28	50,5 % 5,71	47 % 5,30

y_f = produit français ;
 y_a = produit allemand ;
 p_f = déflateur du produit français ;
 p_a = déflateur du produit allemand ;
 m_f = masse monétaire française ;
 m_a = masse monétaire allemande ;
 te = taux de change réel franc-mark.

Source : Calculs de l'auteur.

De même, seules les valeurs contemporaines des prix et de la masse monétaire allemands contribuent à prévoir respectivement les prix et la masse monétaire français et *vice versa*. En effet, la causalité instantanée constitue respectivement 96 % et 100 % de la dépendance totale entre d'une part les prix français et allemands et d'autre part les masses monétaires française et allemande.

Si le produit français et le taux de change réel avec l'Allemagne ne sont pas dépendants l'un de l'autre, ce n'est pas le cas du produit allemand avec ce même taux de change. En effet, la mesure de leur dépendance est significative : elle est expliquée par une causalité allant du taux de change vers le produit allemand et dans une moindre mesure par une causalité instantanée. Le fait que la croissance allemande soit tirée par ses échanges commerciaux est ainsi confirmé : en particulier, le fait pour l'Allemagne de vendre des produits haut de gamme et peu concurrencés constitue un élément déterminant de sa croissance.

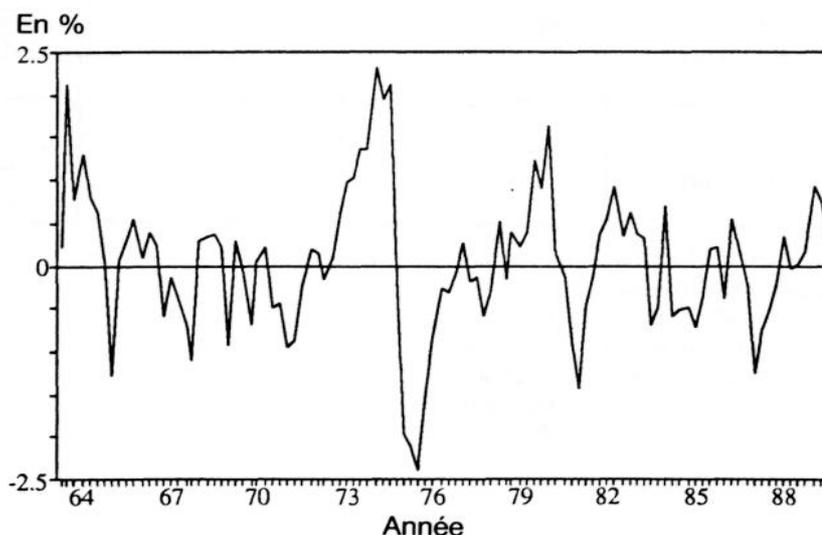
Au vu de l'étude des corrélations croisées, la France et l'Allemagne sont très dépendantes l'une de l'autre : chaque pays joue instantanément

le rôle de *locomotive* vis-à-vis de son partenaire. Cependant, aucun des deux pays ne domine l'autre temporellement au sens où aucune mesure de causalité unidirectionnelle n'est significative.

Les retournements conjuncturels

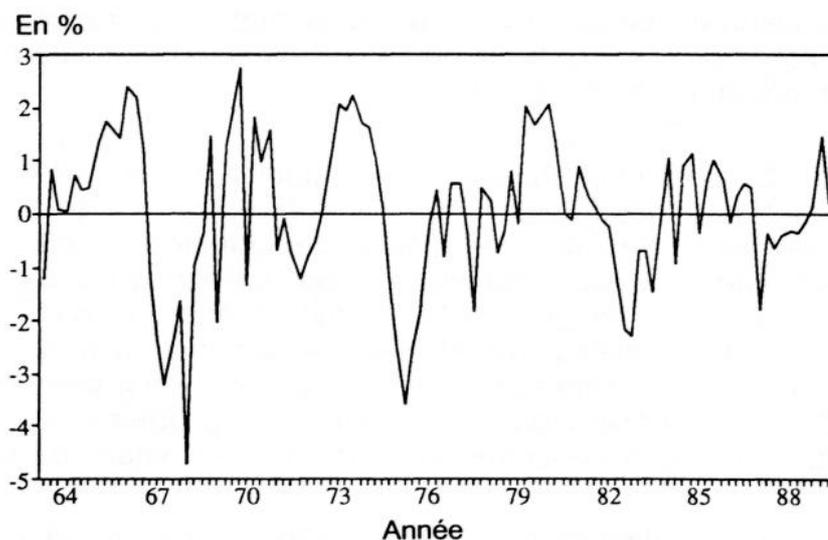
Pour compléter l'étude des faits stylisés, nous proposons à partir des produits allemand et français filtrés selon la méthode de Hodrick et Prescott (1980) une chronologie cyclique (graphiques 6 et 7). Ainsi, pour chaque série de produit, nous déterminons les sommets et les creux (tableaux 5 et 6).

6. Les variations cycliques du produit français



Sources : INSEE, calculs de l'auteur.

7. Les variations cycliques du produit allemand



Sources : OCDE, calculs de l'auteur.

Le nombre de cycles au cours de la période 1963-1989 s'obtient de la façon suivante : pour un cycle donné, la phase d'expansion va d'un creux (C) à un sommet (S) ; la phase de récession va d'un sommet à un creux. La longueur moyenne des cycles est dans les deux pays de l'ordre de quatre ans (tableaux 7 et 8).

5. Chronologie conjoncturelle de la France

Sommet	1963:2	1966:2	1974:1	1980 :1	1982:2	1986:2	1989:2
Creux	1965:1	1967:4	1975:3	1981:1	1985:1	1987:1	

Source : Calculs de l'auteur.

6. Chronologie conjoncturelle de l'Allemagne

Sommet	1966:1	1969:4	1973:3	1980:1	1984:4	1989:1
Creux	1963:2	1968:1	1971:4	1975:2	1982:4	1987:3

Source : Calculs de l'auteur.

7. Datation des cycles conjoncturels allemands

Cycle	I	II	III	IV	V
Date	1963:2-1968:1	1968:1-1971:4	1971:4-1975:2	1975:2-1982:4	1982:4-1987:3

Source : Calculs de l'auteur.

8. Datation des cycles conjoncturels français

Cycle	I	II	III	IV	V	VI
Date	1963:2-1966:2	1966:2-1974:1	1974:1-1980:1	1980:1-1982:2	1982:2-1986:2	1986:2-1989:2

Source : Calculs de l'auteur.

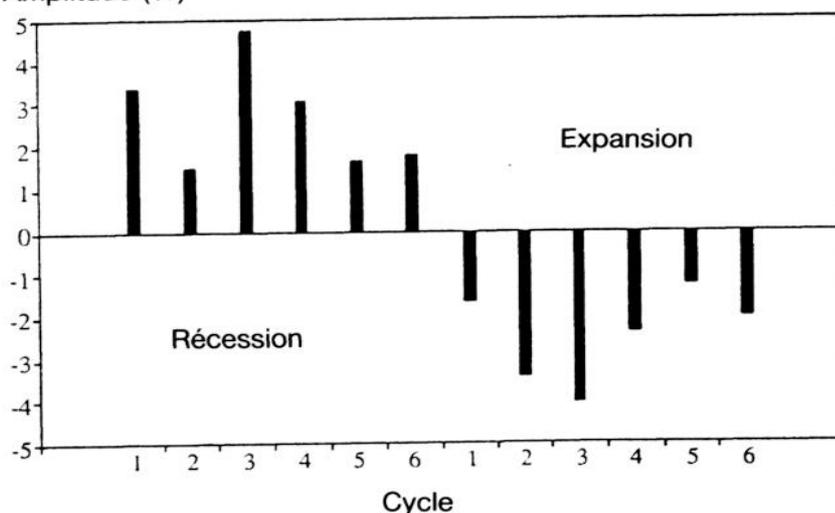
La chronologie conjoncturelle proposée à partir du filtre de Hodrick et Prescott (1980) semble cohérente avec l'histoire économique de ces deux pays. En France, on observe un net fléchissement de l'activité en 1965 suite à la mise en œuvre d'un plan de refroidissement. La croissance s'amorce en 1967 et se poursuit malgré les tensions inflationnistes dues aux événements de Mai 1968 : les salaires augmentent de plus de 15 %, ce qui accroît la demande et conforte la croissance. La phase de récession amorcée en 1974 par le premier choc pétrolier s'accompagne d'un plan de refroidissement. A la fin de l'année 1975, on relance la consommation et l'investissement. Cependant, le second choc pétrolier accompagné d'une politique d'austérité marque un coup d'arrêt à la croissance. La politique de relance mise en œuvre en 1981 a pour but de lutter contre le chômage et relancer la consommation. Elle conduit à des déficits budgétaire et extérieur élevés qui obligent le gouvernement à bloquer les prix et les salaires en 1982. La reprise a lieu en 1987 dans un contexte économique international favorable.

En Allemagne, dans les années soixante, la conjonction exceptionnelle d'une croissance régulière et équilibrée et d'un plein emploi des travailleurs conduit à une pression à la hausse de la demande et des prix. De plus, les entreprises confrontées à une pénurie de main-d'œuvre sont obligées de concéder des hausses de salaires : entre 1960 et 1965, la masse salariale croît de 10 %. Il n'est donc pas étonnant que, dans un tel contexte, les importations croissent deux fois plus vite que les exportations en 1965. Afin de combattre à la fois la *surchauffe* intérieure et le déséquilibre extérieur, des mesures d'austérité, notamment une orientation restrictive de la politique monétaire, sont prises en 1966. Les effets de ce plan de refroidissement sont immédiats : l'investissement recule, la consommation stagne et les importations fléchissent. Certes, les objectifs sont atteints — rétablissement de l'équilibre extérieur et ralentissement de la hausse des prix — mais au détriment d'un nombre croissant de chômeurs. De 1968 à 1969, la croissance est de retour, le nombre de chômeurs est réduit et l'inflation est faible. Cette forte reprise s'accompagne d'un net fléchissement en 1971 induit par une politique monétaire restrictive en 1970. Le premier choc pétrolier a un effet récessif immédiat sur l'activité allemande qui perdure jusqu'au milieu de l'année 1975 : suite à ce choc, l'Allemagne exporte plus et réduit sa demande intérieure. Pourtant, un plan de relance est mis en œuvre dès 1974 pour enrayer la crise : la consommation et l'investissement sont stimulés. Après la forte reprise de 1976, des signes d'essoufflement apparaissent et un nouveau plan de relance est amorcé en 1977. Ce plan s'accompagne du « programme d'action concertée » mis au point par les Etats-Unis, l'OCDE et la Communauté européenne qui demandent à l'Allemagne de jouer le rôle de *locomotive* en Europe. Néanmoins, la récession amorcée en 1980 lors du second choc pétrolier est accentuée par les mesures restrictives de politique budgétaire prises en 1982 du fait de la détérioration de la situation financière de l'Etat. Malgré cela, l'activité connaît un bref essor en 1984 — les carnets de commandes augmentent — avant de replonger dans la récession. La reprise a lieu en 1987 dans un contexte d'appréciation nominale du mark et de volonté de relancer la demande intérieure allemande et japonaise de la part de tous les pays occidentaux (accords du Louvre).

La comparaison sur la période 1963-1989 des cycles français et allemands laisse apparaître de fortes similitudes à partir de 1973. En effet, l'occurrence de chocs communs aux deux économies les conduit à fluctuer de concert ⁽¹⁹⁾. Cependant, les sommets allemands précèdent en général les sommets français, ce qui confère à l'Allemagne le rôle de *locomotive*, et les creux allemands suivent les creux français. Ainsi, la reprise allemande précède le plus souvent la reprise française alors que la France s'enlise moins longtemps que l'Allemagne dans la récession.

Le calcul de l'amplitude des phases de récession (d'un sommet à un creux) et d'expansion (d'un creux à un sommet) montre que les cycles allemands, tant lors des phases de récession que des phases d'expansion, sont plus amples que les cycles français (graphiques 8 et 9) : ceci

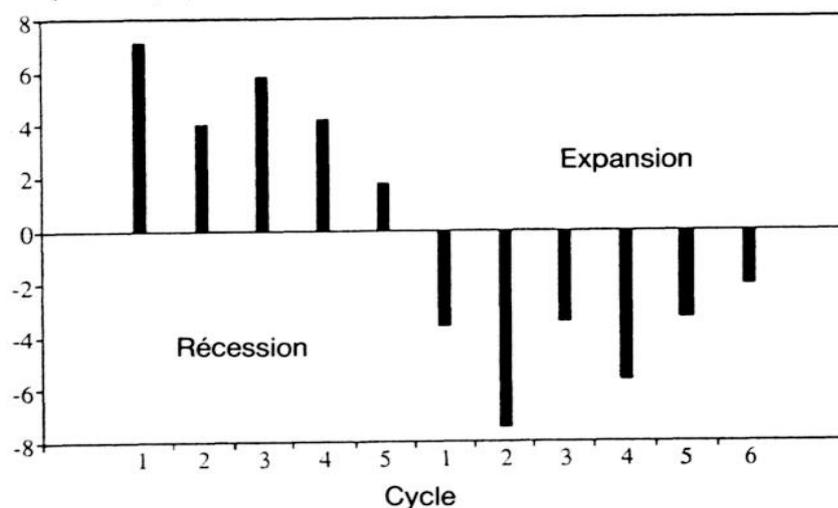
Amplitude (%)



8. *L'amplitude des cycles français*

Sources : INSEE, calculs de l'auteur.

Amplitude (%)



9. *L'amplitude des cycles allemands*

Sources : OCDE, calculs de l'auteur.

(19) Même avant 1973, la France et l'Allemagne connaissent une évolution cyclique similaire : en particulier, les deux pays sont touchés par la récession en 1967.

est cohérent avec le fait que l'écart-type du produit allemand est deux fois supérieur à celui du produit français. Au cours de la période 1963-1989, nous constatons une réduction de l'amplitude des cycles dans les deux pays, bien que l'occurrence du premier choc pétrolier ait eu un impact considérable sur l'activité française.

Un modèle *VAR structurel* décrivant les relations entre la France et l'Allemagne

La démarche

Notre but est d'étudier la transmission du cycle économique entre la France et l'Allemagne au cours de la période 1960-1989. Pour cela, nous identifions un nombre de chocs spécifiquement nationaux ou communs aux deux pays qui sont à l'origine des fluctuations des économies française et allemande⁽²⁰⁾. Ahmed, Ickes, Wang et Yoo (1993) identifient les sources de fluctuations des Etats-Unis dont certaines sont communes à d'autres économies occidentales telles que le Canada, la France, le Japon, le Royaume-Uni et l'Allemagne. De même, Bruno et Portier (1994), dans le cadre d'une modélisation vectorielle autorégressive de la France considérée comme *une petite économie ouverte*, mettent l'accent sur le rôle joué par les taux d'intérêt réels internationaux dans la récession qu'a connue l'économie française dans les années quatre-vingt. Bec (1993) met en évidence le fait que la croissance française a été tirée par les exportations.

La détermination des chaînes de transmission internationale est également cruciale pour parachever l'analyse des liens unissant les économies occidentales. Le solde commercial constitue le principal vecteur de transmission si les biens de consommation et d'équipement échangés entre les économies ne sont pas de parfaits substituts (Dellas, 1986). D'ailleurs, le modèle traditionnel d'économie ouverte d'inspiration keynésienne — le modèle de Mundell-Fleming — met l'accent sur le fait que le solde commercial se dégrade suite à une mesure de politique budgétaire expansionniste. Les modèles monétaristes privilégient les liens monétaires entre les économies. Ces deux types de modèles font dépendre la transmission internationale de chocs de nature budgétaire et monétaire du régime de change et de la mobilité des capitaux, point contesté au plan empirique par Gerlach (1988) et Baxter et Stockman (1988). Le marché des capitaux semble, au même titre que le marché des biens,

(20) Nous recourons à l'économétrie des séries temporelles comme plusieurs études l'ont d'ailleurs fait afin d'évaluer les sources de fluctuations du cycle américain (Blanchard et Watson, 1986 ; Bernanke, 1986 ; Shapiro et Watson, 1988 ; Blanchard et Quah, 1989).

être un vecteur de transmission. Cependant, le comportement des agents en matière de placement n'est pas très élaboré dans le modèle de Mundell-Fleming : en effet, comme les capitaux internationaux ne varient qu'en fonction du différentiel des taux de rendement, les agents se comportent comme de simples *arbitragistes*. La notion d'allocation internationale des risques n'est pas prise en compte. De même, la demande de titres internationaux n'est pas spécifiée. Les modèles de cycle réel international (Backus, Kehoe et Kydland, 1992 ; Bruno et Portier, 1993 ; Backus, Kehoe et Kydland, 1994) pallient ces insuffisances en insistant sur le rôle fondamental joué par le marché des capitaux, notamment dans l'allocation optimale des risques. En effet, ce marché permet aux agents de *lisser* leur plan de consommation.

La confrontation des économies française et allemande est menée dans le cadre d'un modèle vectoriel autorégressif intégrant les produits français et allemand, le différentiel de leurs déflateurs, le différentiel des masses monétaires et le taux de change réel franc-mark. Cinq chocs sont alors identifiés : un choc d'offre commun, deux chocs de demande nationaux, un choc monétaire relatif et un choc de compétitivité. Le parti pris de considérer un choc d'offre commun est de supposer que les chocs d'offre se diffusent plus vite d'un pays à l'autre que les chocs de demande. Cette option a initialement été proposée par Stockman (1988) : en effet, selon lui, les chocs d'offre sont assimilés à des chocs sectoriels communs à plusieurs pays alors que les chocs de demande sont des chocs nationaux car ils correspondent à des mesures de politique économique prises au plan national ⁽²¹⁾. Elle est également reprise par Ahmed, Ickes, Wang et Yoo (1993) : un choc d'offre mondial est partiellement à l'origine des fluctuations américaines et européennes. L'intégration d'un choc monétaire relatif ⁽²²⁾ est motivée par le fait que, d'une part, la politique monétaire constitue un élément fondamental de la politique économique d'un pays et, d'autre part, elle est un des canaux de transmission entre la France et l'Allemagne que mentionnent très souvent les conjoncturistes : en effet, la politique monétaire restrictive menée par l'Allemagne depuis le début des années quatre-vingt *via* des taux d'intérêt élevés ⁽²³⁾ est en partie responsable selon certains économistes de *l'euro-sclérose*. Comme Ahmed, Ickes, Wang et Yoo (1993), nous introduisons dans le modèle précédent une variable indicatrice de la position de chaque pays sur les marchés externes : cette variable est évaluée à partir de l'écart entre les prix à la consommation français et les prix à la consommation allemands exprimés en francs ⁽²⁴⁾. En effet, la prise en compte des positions respectives de la France et de l'Allemagne sur les

(21) La volonté des pays occidentaux, en particulier des pays européens, de coordonner leur politique économique n'est pas retranscrite dans les faits.

(22) Nous considérons l'écart entre les masses monétaires française et allemande.

(23) Le taux d'intérêt à court terme semblerait un meilleur candidat que la masse monétaire pour représenter la politique monétaire de la France et de l'Allemagne. Ceci dit, l'introduction dans le modèle d'un différentiel de taux d'intérêt à court terme au lieu de l'écart entre les masses monétaires ne modifie pas les résultats.

(24) Une augmentation des prix français relativement aux prix allemands exprimés en francs correspond à une amélioration des termes de l'échange pour la France allant de pair avec une perte de compétitivité.

marchés externes est nécessaire pour compléter l'étude des chaînes de transmission entre ces deux pays. Ainsi, nous pourrions juger de l'incidence tant nationale qu'internationale d'un choc de compétitivité survenu dans l'un des deux pays.

Les contraintes identifiantes

Pour identifier les cinq chocs du modèle, nous recourons à la méthode dite *VAR structurel* développée par Bernanke (1986), Blanchard et Watson (1986), Shapiro et Watson (1988), Blanchard (1989), Blanchard et Quah (1989). Deux types de contraintes sont ainsi proposés par la littérature : des contraintes de court terme (Bernanke, 1986) et de long terme (Blanchard et Quah, 1989). Une restriction de court terme contraint un choc à ne pas avoir d'effet contemporain sur une variable ; une restriction de long terme contraint un choc à ne pas avoir d'effet à long terme sur une variable.

Dans le modèle, les chocs de demande nationaux n'ont pas d'effet à long terme sur les variables réelles ⁽²⁵⁾, les produits français et allemand, ce qui nous permet de distinguer le choc d'offre des chocs de demande. De plus, le choc de demande français n'a pas d'effet à court terme sur le produit allemand. Nous adoptons une vision asymétrique des relations entre la France et l'Allemagne car, selon nous, l'Allemagne bénéficie d'un *effet de taille* qui, au moins à court terme, la dispense de réagir à des changements de politique économique française. Le choc monétaire relatif, comme les chocs de demande nationaux, n'a pas d'effet à long terme sur les variables réelles, en l'occurrence les produits allemand et français. Un tel choc se distingue des chocs de demande nationaux en n'ayant pas d'effet à court terme sur les produits : les variables monétaires n'ont pas un effet instantané sur l'économie réelle car celui-ci transite notamment par le taux d'intérêt réel. Le choc de compétitivité, contrairement au choc d'offre, n'a pas d'effet à long terme sur l'écart entre les déflateurs de PIB. Ainsi, un choc de compétitivité modifie la position de chaque pays sur les marchés des exportations et des importations sans que le rapport des déflateurs de produits soit affecté. De plus, les chocs de demande agrégée nationaux n'ont pas d'effet à long terme sur le taux de change réel : en effet, nous considérons que l'incidence des chocs de nature transitoire est négligeable voire nulle sur la position extérieure des deux pays.

Le tableau 9 récapitule les contraintes d'identification présentes dans le modèle *VAR*.

Préalablement à l'estimation du modèle *VAR*, nous déterminons l'ordre d'intégration des séries et la présence d'éventuelles relations de cointé-

(25) Cette hypothèse semble conforter une vision plutôt classique de l'économie. Cependant, si l'on considère que les chocs de demande ont un effet à long terme sur le produit, cet effet est négligeable par rapport à celui qu'a le choc d'offre sur le produit.

9. Les contraintes d'identification

Distinction entre les chocs de demande et les autres chocs
R1 : le choc de demande français n'a pas d'effet à long terme sur le produit allemand
R2 : le choc de demande français n'a pas d'effet à long terme sur le produit français
R3 : le choc de demande allemand n'a pas d'effet à long terme sur le produit allemand
R4 : le choc de demande allemand n'a pas d'effet à long terme sur le produit français
R5 : le choc monétaire n'a pas d'effet à long terme sur le produit allemand
R6 : le choc monétaire n'a pas d'effet à long terme sur le produit français
R7 : le choc de demande français n'a pas d'effet à long terme sur le taux de change réel
R8 : le choc de demande allemand n'a pas d'effet à long terme sur le taux de change réel
R9 : le choc monétaire n'a pas d'effet à long terme sur le taux de change réel
Distinction entre les chocs de demande et le choc monétaire
R10 : le choc monétaire n'a pas d'effet contemporain sur le produit allemand
R11 : le choc monétaire n'a pas d'effet contemporain sur le produit français
Distinction entre les chocs de demande français et allemand
R12 : le choc de demande français n'a pas d'effet contemporain sur le produit allemand
Distinction entre le choc d'offre et le choc de compétitivité
R13 : le choc de compétitivité n'a pas d'effet à long terme sur le rapport des déflateurs des produits

gration entre les variables (encadré 2). L'étude de l'ordre d'intégration des séries — les séries de données sont intégrées à l'ordre 1 — montre que la théorie de la parité des pouvoirs d'achat entre la France et l'Allemagne n'est pas respectée à long terme. En effet, le fait que la variable ne soit pas stationnaire indique que les prix français et les prix allemands exprimés en francs ne sont pas cointégrés, c'est-à-dire qu'ils n'évoluent pas de concert à long terme. De surcroît, il n'y a pas égalité entre les prix français et les prix allemands à cet horizon temporel. Le rejet de la parité des pouvoirs d'achat entre la France et l'Allemagne ⁽²⁶⁾ est à mettre en relation avec la variabilité accrue des taux de change réels des pays occidentaux en régime de change flottant mise en évidence par Baxter et Stockman (1988).

(26) Fève (1992) trouve des résultats peu fiables pour le couple France-Allemagne. En effet, au cours de la période 1974-1988, la parité est acceptée au seuil de 10 % selon les tests de Dickey-Fuller mais rejetée selon les statistiques de Fisher utilisées également par Dickey et Fuller.

2. Les propriétés de long terme des séries

Les données

Les données françaises sont issues de la base de données trimestrielles de l'INSEE ⁽¹⁾. Les données allemandes sont issues de la base de données trimestrielles de l'OCDE. Nous utilisons les séries suivantes sur la période 1960 : 1 - 1989 : 4.

- y_f : le Produit intérieur brut français, évalué aux prix de 1980,
- y_a : le Produit national brut allemand, évalué aux prix de 1985,
- p_f : le déflateur du PIB français,
- p_a : le déflateur du PNB allemand,
- p : le rapport du déflateur du PIB français sur le déflateur du PNB allemand,
- te : le rapport des prix à la consommation français sur les prix à la consommation allemands exprimés en francs,
- rm : le rapport de la masse monétaire française (M2 évaluée en milliards de francs) sur la masse monétaire allemande (M1 plus la quasismonnaie évaluée en milliards de marks).

Toutes les variables sont exprimées en logarithme.

L'ordre d'intégration des séries

Pour analyser les propriétés de long terme des séries indépendamment les unes des autres, nous utilisons les tests traditionnels de Dickey-Fuller et de Dickey-Fuller augmentés dans le cadre de la stratégie de tests mise en place par Jobert (1992). Les résultats du test I(0) versus I(1) sont donnés dans le tableau 1 ⁽²⁾.

1. Tests I (1) versus I (0)

Variable	τ_T	t_T	τ_C	t_C	τ
Produit français	-2,04	-4,85	-5,26	12,12	11,53
Produit allemand	-2,02	-1,77	-2,16	5,83	5,71
Déflateur du PIB français	-2,35	-1,18	-1,55	1,21	0,85
Déflateur du PNB allemand	-1,95	-0,86	-1	2,10	1,83
Différentiel de prix	-1,93	0,33	-0,46	1,56	-0,82
Différentiel de masses monétaires	-2,89	-1,16	-1,84	1,27	0,60
Taux de change réel	-0,97	1,70	-1,81	-0,57	0,28

Source : Calculs de l'auteur.

(1) Nous n'utilisons pas la base de données trimestrielles de l'OCDE pour la France car la série de masse monétaire n'est disponible qu'à partir de 1969.

(2) Les statistiques de Dickey-Fuller, τ_T , τ_C et τ , sont respectivement égales à -3,43, -2,88 et -1,95 au seuil de 5 %.

Nous rejetons l'hypothèse de stationnarité pour chacune des variables présentes dans le tableau 1.

En adoptant la même stratégie de test que celle présentée précédemment, nous jugeons du caractère stationnaire des variables prises en différence du modèle, autrement dit existe-t-il des variables intégrées à l'ordre 2 ? Les résultats du test I(2) versus I(1) sont donnés dans le tableau 2.

2. Tests I (2) versus I (1)

Variable	τ_T	I_T	τ_C	I_C	τ
Produit français	- 10,22	—	—	—	—
Produit allemand	- 12,90	—	—	—	—
Déflateur du PIB français	- 5,38	—	—	—	—
Déflateur du PNB allemand	- 13,29	—	—	—	—
Différentiel de prix	- 9,59	—	—	—	—
Différentiel de masses monétaires	- 7,04	—	—	—	—
Taux de change réel	- 9,05	—	—	—	—

Source : Calculs de l'auteur.

Nous ne pouvons pas rejeter le fait que chaque variable prise en différence est stationnaire : ainsi, toutes les variables présentes dans le tableau 2 sont intégrées à l'ordre 1.

Les relations de cointégration

Les tests de cointégration sont mis en œuvre suivant Johansen et Juselius (1990) et Johansen (1991). Plus précisément, nous utilisons la procédure CATS in RATS élaborée par Juselius (1991) afin d'identifier les relations de cointégration éventuelles entre les variables du modèle.

Les résultats des tests ⁽³⁾ sont conditionnels à l'estimation du modèle VAR et, par conséquent, au choix de la structure de retards optimale déterminée à partir des critères AIC et BIC. Les tests de rapport de vraisemblance s'appuyant sur ces deux critères laissent apparaître que la structure de retards est optimale lorsque nous choisissons un seul retard.

Le tableau 3 présente les statistiques de la trace et de la valeur propre maximale lorsqu'un trend segmenté avec cassure au troisième trimestre de l'année 1973 est introduit comme variable indicatrice dans le modèle VAR. Les résultats des tests de la trace et de la valeur propre maximale laissent

(3) Les distributions asymptotiques des statistiques des tests dépendent de l'hypothèse faite sur la présence d'une tendance déterministe dans le modèle VAR en niveau (Johansen et Juselius, 1990 ; Juselius, 1991 ; Bec, 1993). Nous présentons dans cette étude le cas où il existe une tendance déterministe dans le modèle.

3. Tests de cointégration

H_2	Test de la trace	95 % quantile	Test de λ_{\max}	95 % quantile
$r \leq 4$	0,11	8,08	0,11	8,08
$r \leq 3$	7,58	17,84	7,47	14,59
$r \leq 2$	22,20	31,25	14,61	21,28
$r \leq 1$	47,68	48,42	25,48	27,34
$r = 0$	80,85	69,97	33,70	33,26

Source : Calculs de l'auteur.

apparaître une relation de cointégration : en effet, l'hypothèse $r = 0$ est rejetée.

Il est possible de tester la pertinence de certaines restrictions linéaires sur les vecteurs cointégrants. Il est donc intéressant de savoir si des vecteurs cointégrants ayant une signification théorique font partie de l'espace défini par les vecteurs estimés. Pour cela, nous utilisons des tests distribués selon une loi de χ^2 à n degrés de liberté⁽⁴⁾ et mis en œuvre par Juselius (1991) dans la procédure CATS in RATS. Parmi toutes les combinaisons possibles de variables, le vecteur composé des produits français et allemand est le seul à vérifier l'hypothèse de cointégration. Dans le modèle, le vecteur cointégrant est le suivant : $\beta = [1 - 1,46]$. Ainsi, il existe une dynamique de long terme commune aux produits français et allemand.

Johansen et Juselius (1990) élaborent un test, le test d'exogénéité faible, permettant d'identifier les variables qui réagissent aux écarts à la relation de long terme entre les produits français et allemand⁽⁵⁾. Dans ce cas, les variables ne sont pas considérées comme exogènes au sens faible et sont par conséquent « causées » à long terme par les variables présentes dans la relation de cointégration. Le tableau 4 présente les résultats du test d'exogénéité.

4. Test d'exogénéité faible

y_f	y_a	p	m	te
0,13	2,49	7,26	0,50	2,83

y_f = produit français ;
 y_a = produit allemand ;
 p = différentiel de prix ;
 m = différentiel de masses monétaires ;
 te = taux de change réel franc-mark.

Source : Calculs de l'auteur.

(4) Le nombre de degrés de liberté est égal au nombre de restrictions linéaires pesant sur le vecteur cointégrant.

(5) Bec (1993) décrit de façon détaillée la stratégie de ce test.

Pour chaque variable, la statistique du test de rapport de vraisemblance est distribuée selon une loi de χ^2 . Comme nous restreignons les variables à être exogènes l'une après l'autre, le nombre de degrés de liberté est égal à un. Ainsi, nous constatons que seul le rapport des déflateurs de produits est « causé » à long terme par les produits allemand et français. Les autres variables sont considérées comme exogènes par rapport à la relation de cointégration.

Pour compléter l'étude des propriétés de long terme des séries utilisées dans le modèle, il nous faut rechercher la présence éventuelle de variables intégrées à l'ordre 2, présence qui remettrait en cause les résultats des tests proposés auparavant. Pour cela, nous adoptons la démarche développée par Johansen (1991). Nous concluons à l'absence de variables I(2) dans le modèle estimé ⁽⁶⁾.

(6) Les résultats concernant la présence éventuelle de variables I(2) seront présentés dans un prochain document de travail.

Comme dans Bruno et Portier (1994), nous nous référons à la méthode d'identification mise en œuvre par Bernanke (1986) et Blanchard et Quah (1989) afin d'identifier le modèle vectoriel autorégressif. Il est nécessaire d'introduire dix contraintes pour que le modèle soit juste identifié ⁽²⁷⁾. D'après la relation de cointégration liant les produits allemand et français (encadré 2), nous admettons que si les restrictions R1, R3 et R5 sont respectées alors les restrictions R2, R4 et R6 le sont également. Ainsi, les contraintes nécessaires pour mener à bien l'identification du modèle VAR structurel sont les suivantes : R2, R3 et de R6 à R13.

Propriétés dynamiques du modèle : réponses aux chocs et décomposition de la variance des erreurs de prévision

Nous étudions les fonctions de réponse des variables présentes dans le modèle à des chocs structurels identifiés comme étant un choc d'offre commun aux deux pays ⁽²⁸⁾, deux chocs de demande nationaux, un choc monétaire relatif et un choc de compétitivité. Nous analysons également

(27) En effet, comme Ω , la matrice de variance-covariance des innovations, est symétrique et de dimension (n,n) , $\frac{n(n+1)}{2}$ éléments de S — la matrice permettant le passage des innovations aux chocs structurels — peuvent être identifiés à partir de la relation simple qui lie Ω et S, à savoir $SS' = \Omega$. Il est donc nécessaire d'introduire $\frac{n(n-1)}{2}$ contraintes supplémentaires pour que le modèle structurel soit juste identifié.

(28) La présence d'un choc d'offre commun est justifiée par l'existence d'une dynamique réelle de long terme commune à la France et à l'Allemagne.

la contribution relative de chaque choc structurel à la variance de l'erreur de prévision faite sur chaque variable à un horizon temporel de k trimestres ⁽²⁹⁾.

Préalablement à l'analyse des fonctions de réponse aux chocs et de décomposition de la variance des erreurs de prévision, nous justifions le parti pris dans cette étude de ne pas distinguer dans l'analyse des relations entre la France et l'Allemagne les différents régimes de change. En effet, une façon de savoir si le taux de change nominal franc-mark influence les relations franco-allemandes sur la période consiste à régresser les résidus ⁽³⁰⁾ estimés à partir du modèle sur le taux de change bilatéral. Si l'information contenue dans le taux de change nominal contribue à expliquer chacun de ces résidus alors le modèle est sensible à l'évolution du taux de change. Dans le cas contraire, le taux de change nominal n'influe pas sur les relations entre la France et l'Allemagne. Le tableau 10 présente les résultats des estimations.

10. Test d'orthogonalité des résidus au taux de change franc-mark

Résidus	r_{yf}	r_{ya}	r_p	r_{rm}	r_{te}
t de Student	-0,46	0,82	-0,33	-0,44	0,67

Source : Calculs de l'auteur.

r_{yf} = résidu estimé dans l'équation de y_f ;
 r_{ya} = résidu estimé dans l'équation de y_a ;
 r_p = résidu estimé dans l'équation de p ;
 r_{rm} = résidu estimé dans l'équation de r_m ;
 r_{te} = résidu estimé dans l'équation de te .

Nous constatons qu'aucun coefficient n'est significatif. Ainsi, il n'est pas nécessaire de distinguer les différents régimes de change dans l'estimation du modèle puisque les résidus ne sont pas sensibles à l'évolution du taux de change nominal.

Réponses aux chocs de demande agrégée

Les chocs de demande

Lorsqu'un choc de demande positif survient dans un pays, le produit et les prix nationaux augmentent. De plus, un choc de demande a un *effet en cloche* sur le produit (Blanchard et Quah, 1989) puisqu'il est

(29) Les résultats économétriques sont présentés dans les tableaux 11 et 12.

(30) Les variables notées r dans le tableau 10.

contraint à ne pas avoir d'effet à long terme sur les variables réelles. Nous retrouvons les caractéristiques relatives au choc de demande dans le modèle estimé. De même, les résultats concernant la décomposition de variance de l'erreur de prévision confirment le fait que le choc de demande est bien identifié. En effet, celui-ci est à l'origine de la variabilité à court terme des variables réelles telles que le produit allemand⁽³¹⁾. En revanche, le choc de demande est la source des fluctuations à court et long terme des variables nominales telles que les prix et la masse monétaire.

Suite à un choc de demande survenu en France, la masse monétaire française s'accroît relativement à la masse monétaire allemande : l'excès de demande de biens nationaux s'accompagne d'un excès de demande de monnaie que les autorités monétaires nationales satisfont en émettant relativement plus de monnaie que leurs voisins. La dépréciation ou la dévaluation du franc français, selon que le régime de change est fixe ou flexible, est à l'origine de la baisse du taux de change réel franc-mark révélant ainsi la supériorité des prix étrangers exprimés en francs sur les prix nationaux⁽³²⁾.

L'occurrence d'un choc de demande national entraîne une hausse du produit national relativement au produit étranger. Même si des modèles théoriques de type Mundell-Fleming⁽³³⁾, ou de cycle réel international (Backus, Kehoe et Kydland, 1992 ; Backus, Kehoe et Kydland, 1994) envisagent des cas de figure dans lesquels la transmission internationale est négative, il n'en demeure pas moins qu'aucun fait stylisé ne révèle une telle situation. Cependant, il faut noter que la baisse du produit étranger suite à un choc de demande national n'est pas significative.

Le choc monétaire

Le choc structurel identifié comme étant un choc monétaire a un effet à la fois expansionniste et inflationniste sur l'économie. Plus précisément, suite à un choc monétaire positif relativement plus important en France qu'en Allemagne, le produit français augmente ainsi que le produit allemand, respectivement de l'ordre de 0,008 et 0,001 au premier trimestre. Cependant, l'effet sur le produit allemand est plus persistant qu'il ne l'est sur le produit français : en effet, l'impact du choc monétaire sur le produit français est faiblement négatif après trois trimestres alors qu'il est positif sur le produit allemand jusqu'à plus de vingt trimestres. Suite au

(31) La variabilité du produit français, tant à court qu'à long terme, est expliquée majoritairement par le choc d'offre.

(32) Ce scénario est également valable pour un choc de demande survenu en Allemagne : l'émission monétaire suite à une demande excédentaire de biens fait que la monnaie allemande est dépréciée ou dévaluée.

(33) Argy et Salop (1983) dans le cadre d'un modèle à deux pays en régime de change flexible, envisagent des cas de transmission négative via des chocs de dépenses selon le degré d'indexation des salaires sur les prix. L'occurrence d'un choc de dépenses national aura un effet négatif sur le produit étranger s'il y a parfaite indexation des salaires sur les prix dans ce pays.

choc monétaire relativement plus important en France qu'en Allemagne, le taux de change réel franc-mark baisse instantanément du fait de la dépréciation nominale du franc. Cependant, cette baisse est transitoire et ne suffit donc pas à expliquer la hausse persistante du produit allemand.

Les résultats concernant la décomposition de variance de l'erreur de prévision laissent apparaître l'importance du choc monétaire comme source de fluctuations tant à court qu'à long terme du différentiel de prix. En revanche, il contribue très faiblement à expliquer la variabilité du différentiel des masses monétaires qui, aussi bien à court qu'à long terme, est expliquée par les chocs de demande allemand et français. Ainsi, la masse monétaire dans chacun des deux pays est tirée par la demande de biens : la demande de monnaie pour motif de transaction est apparemment la source principale des fluctuations de la masse monétaire en France et en Allemagne.

Réponses aux chocs d'offre et de compétitivité

Le choc d'offre

L'impact d'un choc d'offre positif stimule le produit et exerce une pression permanente à la baisse sur les prix. Dans le modèle, un choc d'offre commun à la France et à l'Allemagne a un effet stimulant sur l'activité. Plus précisément, la réponse instantanée du produit allemand est plus forte que celle du produit français. Cependant, les prix français continuent de baisser plus que les prix allemands car ils sont plus sensibles au produit que ne le sont les prix allemands⁽³⁴⁾. Ainsi, l'occurrence d'un choc d'offre commun stimule plus le produit allemand que le produit français à court terme, ce qui confère à l'Allemagne le rôle de *locomotive*. En effet, la France bénéficie du surcroît de croissance allemand : à long terme, l'effet du choc d'offre commun est plus persistant sur le produit français que sur le produit allemand.

Les chocs d'offre apparaissent comme étant une source importante de fluctuations des produits à long terme mais également à court terme dans le cas du produit français.

Le choc de compétitivité

Une baisse des prix à la consommation français relativement aux prix à la consommation allemands exprimés en francs va de pair à court terme avec une baisse du produit français alors que le produit allemand augmente. La détérioration des termes de l'échange pour la France est

(34) L'élasticité prix-produit moyenne sur la période 1960-1989 est de l'ordre de $-0,28$ en France contre $-0,15$ en Allemagne.

11. Réponse à un choc d'un écart-type

Choc structurel	Demande française	Demande allemande	Offre	Monétaire	Compétitivité
Produit français					
1 trimestre	0,09 (0)	-0,17 (0)	0,74 (0)	0 (0)	0,19 (0)
5 trimestres	0,01 (0,09)	-0,13 (0,07)	0,77 (0,08)	-0,00 (0,08)	0,11 (0,08)
10 trimestres	0,01 (0,09)	-0,08 (0,12)	0,80 (0,10)	-0,00 (0,08)	0,12 (0,08)
20 trimestres	0,00 (0,09)	-0,03 (0,16)	0,82 (0,11)	-0,00 (0,08)	0,12 (0,09)
∞	-0,00 (2,62)	-0,00 (0,30)	0,84 (0,15)	-0,00 (0,08)	0,12 (1,07)
Produit allemand					
1 trimestre	0 (0)	0,92 (0)	0,93 (0)	0 (0)	-0,12 (0)
5 trimestres	-0,03 (0,14)	0,45 (0,12)	0,80 (0,11)	0,003 (0,09)	0,10 (0,11)
10 trimestres	-0,02 (0,10)	0,29 (0,18)	0,72 (0,11)	0,002 (0,07)	0,09 (0,09)
20 trimestres	-0,01 (0,17)	0,12 (0,15)	0,63 (0,09)	0,00 (0,06)	0,09 (0,09)
∞	-0,00 (12,29)	0,00 (5,02)	0,57 (5,02)	-0,00 (0,21)	0,08 (4,97)
Différentiel de prix					
1 trimestre	0,34 (0)	0,13 (0)	-0,02 (0)	-0,77 (0)	-0,00 (0)
5 trimestres	0,27 (0,23)	-0,38 (0,14)	-0,28 (0,14)	-0,69 (0,13)	0,04 (0,14)
10 trimestres	0,30 (0,23)	-0,67 (0,31)	-0,43 (0,20)	-0,69 (0,17)	0,02 (0,17)
20 trimestres	0,32 (0,35)	-0,98 (0,37)	-0,59 (0,26)	-0,69 (0,21)	0,01 (0,24)
∞	0,33 (23,05)	-1,1 (8,58)	-0,69 (2,42)	-0,69 (0,41)	-0,00 (9,36)
Différentiel de monnaies					
1 trimestre	1,26 (0)	-0,21 (0)	-0,31 (0)	0,41 (0)	0,35 (0)
5 trimestres	1,86 (0,49)	-1,22 (0,28)	-0,99 (0,30)	0,50 (0,26)	0,35 (0,28)
10 trimestres	1,92 (0,55)	-2,02 (0,64)	-1,39 (0,44)	0,50 (0,33)	0,31 (0,37)
20 trimestres	1,98 (0,77)	-2,86 (0,75)	-1,82 (0,55)	0,49 (0,40)	0,27 (0,52)
∞	2,02 (54,74)	-3,43 (12,86)	-2,11 (2,24)	0,49 (0,57)	0,25 (22,27)
Taux de change					
1 trimestre	-0,51 (0)	0,88 (0)	0,07 (0)	-0,10 (0)	2,15 (0)
5 trimestres	-0,05 (0,31)	0,66 (0,24)	0,10 (0,25)	0,00 (0,24)	2,73 (0,24)
10 trimestres	-0,03 (0,34)	0,42 (0,42)	-0,03 (0,29)	0,00 (0,23)	2,72 (0,26)
20 trimestres	-0,01 (0,38)	0,17 (0,50)	-0,15 (0,33)	0,00 (0,23)	2,71 (0,27)
∞	0,00 (25,30)	0,00 (2,18)	-0,24 (0,88)	-0,00 (0,24)	2,70 (10,29)

Les chiffres entre parenthèses sont les écarts-type relatifs aux réponses des variables aux chocs.

Source : Calculs de l'auteur.

12. Décomposition de variance des erreurs de prévision

En %

Choc structurel	Demande française	Demande allemande	Offre	Monétaire	Compétitivité
Produit français					
1 trimestre	0,01 (0)	0,05 (0)	0,88 (0)	0 (0)	0,06 (0)
5 trimestres	0,00 (0,02)	0,04 (0,03)	0,93 (0,05)	0,00 (0,01)	0,03 (0,03)
10 trimestres	0,00 (0,02)	0,03 (0,03)	0,94 (0,06)	0,00 (0,01)	0,03 (0,03)
20 trimestres	0,00 (0,02)	0,02 (0,05)	0,96 (0,08)	0,00 (0,01)	0,02 (0,04)
∞	0,00 (0,03)	0,00 (0,08)	0,98 (0,12)	0,00 (0,01)	0,02 (0,04)
Produit allemand					
1 trimestre	0 (0)	0,49 (0)	0,50 (0)	0 (0)	0,01 (0)
5 trimestres	0,00 (0,03)	0,33 (0,07)	0,65 (0,07)	0,00 (0,01)	0,02 (0,01)
10 trimestres	0,00 (0,03)	0,28 (0,07)	0,70 (0,07)	0,00 (0,01)	0,02 (0,01)
20 trimestres	0,00 (0,03)	0,21 (0,06)	0,77 (0,07)	0,00 (0,01)	0,02 (0,01)
∞	0,00 (0,03)	0,08 (0,06)	0,90 (0,09)	0,00 (0,01)	0,02 (0,03)
Différentiel de prix					
1 trimestre	0,16 (0)	0,02 (0)	0,00 (0)	0,82 (0)	0,00 (0)
5 trimestres	0,12 (0,10)	0,08 (0,03)	0,06 (0,04)	0,74 (0,12)	0,00 (0,02)
10 trimestres	0,10 (0,06)	0,21 (0,06)	0,11 (0,05)	0,58 (0,12)	0,00 (0,03)
20 trimestres	0,07 (0,04)	0,38 (0,07)	0,15 (0,06)	0,40 (0,09)	0,00 (0,03)
∞	0,05 (0,04)	0,54 (0,07)	0,19 (0,06)	0,22 (0,08)	0,00 (0,04)
Différentiel de monnaies					
1 trimestre	0,78 (0)	0,02 (0)	0,05 (0)	0,08 (0)	0,07 (0)
5 trimestres	0,66 (0,06)	0,14 (0,04)	0,12 (0,05)	0,05 (0,03)	0,03 (0,04)
10 trimestres	0,51 (0,05)	0,27 (0,06)	0,16 (0,06)	0,04 (0,03)	0,02 (0,05)
20 trimestres	0,36 (0,04)	0,41 (0,06)	0,19 (0,06)	0,03 (0,03)	0,01 (0,05)
∞	0,22 (0,04)	0,55 (0,07)	0,21 (0,07)	0,02 (0,02)	0,00 (0,05)
Taux de change					
1 trimestre	0,02 (0)	0,12 (0)	0,00 (0)	0,00 (0)	0,86 (0)
5 trimestres	0,01 (0,03)	0,08 (0,05)	0,00 (0,01)	0,00 (0,01)	0,91 (0,06)
10 trimestres	0,01 (0,03)	0,06 (0,05)	0,00 (0,01)	0,00 (0,01)	0,93 (0,08)
20 trimestres	0,00 (0,04)	0,04 (0,07)	0,00 (0,02)	0,00 (0,01)	0,96 (0,10)
∞	0,00 (0,04)	0,01 (0,10)	0,00 (0,02)	0,00 (0,01)	0,99 (0,14)

Les chiffres entre parenthèses sont les écarts-type relatifs aux décompositions de variance des erreurs de prévision faites sur les variables.

Source : Calculs de l'auteur.

assimilée à un surcroît de compétitivité des produits français. Cependant, la baisse du taux de change réel franc-mark ne conduit pas à une augmentation des ventes de produits français comme nous pouvions l'espérer mais à une augmentation transitoire du produit allemand : en effet, l'Allemagne tire profit de la valorisation permanente de ses produits qui va de pair avec une appréciation nominale de change.

Dans ce modèle le choc de compétitivité et le choc de demande allemande contribuent à la variabilité à court terme du taux de change réel franc-mark. Seul le choc de compétitivité apparaît comme la source de fluctuations du taux de change réel à long terme.

Conclusion

L'Allemagne et la France entretiennent des liens économiques privilégiés, comme de nombreuses études antérieures l'ont d'ailleurs montré. En effet, les fluctuations conjoncturelles allemandes et françaises sont animées des mêmes régularités empiriques. Elles sont corrélées dans le temps. Elles sont dépendantes les unes des autres : elles se causent mutuellement et instantanément. Les retournements conjoncturels ont lieu à peu près à la même date notamment après le premier choc pétrolier.

Le point original de notre travail consiste à déceler des signes relatifs au rôle de *locomotive* que l'Allemagne aurait pu jouer pour la France sur la période 1960-1989. A cette interrogation, nous répondons par l'affirmative. En effet, la reprise allemande précède toujours la reprise française. De plus, l'occurrence d'un choc d'offre commun bénéficie plus à court terme à l'Allemagne qu'à la France. Malgré l'existence de preuves attestant de la dominance allemande, il n'en demeure pas moins que seule la transmission *via* le marché des biens de production est susceptible de conférer à l'Allemagne le rôle de *locomotive* vis-à-vis de la France.

Références bibliographiques

- AHMED S., ICKES B., WANG P. et YOO S. (1993) : « International Business Cycles », *American Economic Review*, 83 : 335-345.
- ARGY V. et SALOP J. (1983) : « Price and Output Effects of Monetary and Fiscal Expansion in a Two-Country World under Flexible Exchange Rates », *Oxford Economic Papers*, 35 : 228-246.
- BACKUS D. et KEHOE P. (1992) : « International Evidence on the Historical Properties of Business Cycles », *American Economic Review*, 82 (4) : 864-888.
- BACKUS D., KEHOE P. et KYDLAND F. (1992) : « International Real Business Cycles », *Journal of Political Economy*, 100 (4) : 745-775, août.

- BACKUS D., KEHOE P. et KYDLAND F. (1994) : « Dynamics of the Trade Balance and the Terms of Trade : the J-Curve ? », *American Economic Review*, 84 : 84-104.
- BAXTER M. et STOCKMAN A. (1988) : *Business Cycles and the Exchange Rate System : some International Evidence*. Document de travail 2689, National Bureau of Economic Research.
- BEC F. (1993) : *Les impulsions conjoncturelles dans l'analyse des fluctuations macroéconomiques*. Thèse pour le doctorat d'Etat en science économique, M.A.D. Université de Paris I, janvier.
- BERNANKE B. (1986) : « Alternative Explanations of the Money-Income Correlation », *Carnegie Rochester Conference Paper*, 25 : 49-100, automne.
- BLACKBURN K. et RAVN M. (1992) : « Business Cycles in the UK : Facts and Fictions », *Economica*, 59 : 338-401.
- BLANCHARD O.J. (1989) : « A Traditional Interpretation of Economic Fluctuations », *American Economic Review*, 79 (5) : 1146-1164, décembre.
- BLANCHARD O.J. et QUAH D. (1989) : « The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances », *American Economic Review*, 79 (4) : 665-673, 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.
- BRUNNER K. et MELTZER A. (1978) : « The Problem of Inflation », In Brunner K. et Meltzer A., éditeurs, *The problem of Inflation*, North-Holland, Amsterdam.
- BRUNO C. et PORTIER F. (1993) : « Cycle réel, représentation VAR et ouverture de l'économie française », *Observations et Diagnostics Economiques*, Revue de l'OFCE n° 45 : 245-281, juin.
- BRUNO C. et PORTIER F. (1994) : *Fluctuations conjoncturelles en économie ouverte : le modèle de Mundell-Fleming permet-il de reproduire les fluctuations de l'économie française depuis 1950 ?* Document de travail OFCE, OFCE et CEPREMAP-MAD Paris I, février.
- CANOVA F. et DELLAS H. (1993) : « Trade Interdependence and the International Business Cycle », *Journal of International Economics*, 34 : 23-49.
- DELLAS H. (1986) : « A Real Model of the World Business Cycle », *Journal of International Money and Finance*, 5 : 341-394.
- DORNBUSCH R. et FISCHER S. (1986) : « The Open Economy : Implications for Monetary and Fiscal Policy », In *The American Business Cycle : Continuity and Change*, Robert Gordon, Chicago.
- FEVE P. (1992) : « Convergence des politiques économiques et parité des pouvoirs d'achat au sein du Système monétaire européen », *Economies et Sociétés*, 9 : 225-255, septembre-octobre.
- GERLACH S. (1988) : « World Business Cycle Under Fixed and Flexible Exchange Rates », *Journal of Money, Credit and Banking*, 20 (4) : 621-632, novembre.
- 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.
- HODRICK R. et PRESCOTT E. (1980) : *Post-war U.S. Business Cycles : an Empirical Investigation*. Mimeo, Carnegie-Mellon University, novembre.
- JOBERT T. (1992) : *Test de racine unitaire : une stratégie de mise en œuvre*. Document de travail. Cahiers de Recherche Economie, Mathématiques et Applications 92-44, Macroéconomie et Analyse des Déséquilibres. Université de Paris I, septembre.

- 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.
- JOHANSEN S. (1991) : « Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models », *Econometrica*, 59 (6) : 1551-1580, novembre.
- JOLY P. et RALLE P. (1991) : « Productivité : des niveaux comparables en France et en Allemagne », *Economie et Statistique* (246-247) : 119-127, septembre-octobre.
- JUSELIUS K. (1991) : *Manuel to Cointegration Analysis of Time Series. Cats in Rats*. Technical Report, Institute of Economics. University of Copenhagen, mars.
- MORGENSTERN O. (1959) : *International Financial Transactions and Business Cycles*. Technical Report, National Bureau of Economic Research.
- SHAPIRO M. et WATSON M. (1988) : « Sources of Business Cycle Fluctuations », In *NBER Macroeconomic Annual*, MIT Press.
- STOCKMAN A. (1988) : « Sectoral and National Aggregate Disturbances ». *Journal of Monetary Economics*, 21(2/3) : 387-410, mars-mai.
- TOUJAS-BERNATE J. (1991) : « L'Allemagne, premier exportateur industriel mondial », *Economie et Statistique* (246-247) : 109-117, septembre-octobre.