

JACQUES MÉLITZ
AXEL A. WEBER¹

COÛTS ET AVANTAGES D'UNE POLITIQUE MONÉTAIRE COMMUNE EN FRANCE ET EN ALLEMAGNE

RÉSUMÉ Au-delà d'une simple approche en termes d'asymétries, cet article étudie les coûts et bénéfices d'une union monétaire entre l'Allemagne et la France en examinant les gains ou pertes qu'auraient connus ces deux pays si une politique monétaire commune avait été mise en place². Les effets macro-économiques d'un tel changement sont identifiés grâce à un modèle VAR structurel, d'abord estimé à l'aide de contraintes d'identification mixtes, de court et de long terme, puis simulé dans le cas d'une politique monétaire commune. L'effet d'une politique monétaire commune sur l'évolution de la

production, de l'inflation et de la balance courante est le principal objet de l'analyse ; celle-ci porte également sur les écarts de taux d'intérêt, ce qui permet de tirer des conclusions à propos de l'intégration monétaire. Avec les préférences nationales retenues habituellement pour les deux pays, les résultats permettent de conclure que, toutes choses égales par ailleurs, l'Allemagne perdrait à ce que la France participe à l'établissement de sa politique monétaire nationale. La France gagnerait au contraire clairement à ce que l'Allemagne prenne part au processus de décision.

1. Jacques Mélitz est économiste au CREST-INSEE, professeur à l'Institut d'études politiques de Paris et *Research Fellow* au CEPR (Center for Economic Policy Research, Londres) ; Axel A. Weber est professeur à l'Université de Bonn et *Research Fellow* au CEPR. La traduction de ce texte a été réalisée par Amina Lahrèche-Révil.

2. Ce travail s'inscrit dans le cadre du programme de recherche du CEPR « Macro-économie, politique et croissance en Europe ». Les auteurs expriment leur reconnaissance pour le soutien financier de la Commission européenne, octroyé dans le cadre du programme Capital Humain et Mobilité ; ils souhaitent remercier, pour leurs commentaires et remarques, les participants au séminaire du CEPR « Monnaie et taux de change en Europe », qui s'est tenu à l'Université de Bonn les 10 et 11 février 1995, ceux du symposium d'été en macro-économie de Pérouse (28 juin-2 juillet 1995), et ceux du séminaire interne du CREST à Malakoff. Les points de vue exprimés dans cet article n'engagent que les auteurs.

Les pays européens gagneraient-ils à constituer une union monétaire ? La recherche sur cette question s'est surtout concentrée sur le problème des chocs affectant les pays. En dehors de quelques tentatives d'application de modèles macro-économiques de grande échelle, elle a essentiellement tenté de faire la distinction entre chocs communs et idiosyncratiques, ou chocs symétriques et asymétriques, l'idée générale étant que la constitution d'une union monétaire n'est coûteuse que s'il existe des chocs idiosyncratiques ou asymétriques. Cohen & Wyplosz (1989) et Weber (1990) ont ainsi décomposé l'évolution des principales variables macro-économiques dans la Communauté européenne en sommes et différences entre pays, les différences reflétant les effets des chocs idiosyncratiques. Des travaux de ce type ont été menés au niveau des branches, par la Commission des Communautés européennes (1990), Bini-Smaghi & Vori (1993) ou encore Helg, Manasse, Monacelli & Rovelli (1994), entre autres. Bayoumi & Eichengreen (1992) ont récemment adopté une approche différente : utilisant le modèle VAR structurel (SVAR) développé par Blanchard & Quah (1989), ils ont isolé les composantes de choc de demande et de choc d'offre dans les prix et la production pour chaque pays. Puis ils ont évalué l'importance des asymétries en observant l'association de ces deux chocs structurels entre les pays.

Tous ces efforts laissent encore ouverte la question fondamentale, à savoir ce que les pays peuvent faire avec une politique monétaire indépendante, face à des chocs idiosyncratiques. Si la politique monétaire se répercute directement sur les salaires nominaux et les prix, elle ne peut pas affecter les variables réelles, et, quelle que soit l'importance des chocs idiosyncratiques, le sacrifice de l'indépendance monétaire ne peut pas être très coûteux en termes de stabilisation. La théorie des zones monétaires optimales a toujours considéré que l'aptitude à stabiliser l'économie par la manipulation du taux de change dépendait du degré de flexibilité des prix. Dès 1963, McKinnon soulignait que l'utilisation de la politique monétaire pour lisser les conséquences d'un choc, quel qu'il soit, pouvait être vaine, dans le cas de pays très petits et très ouverts.

Afin d'aborder la problématique évoquée, l'article examine l'évolution économique qui aurait marqué l'un des pays si sa politique monétaire avait été dictée, partiellement ou totalement, par les préférences et l'expérience de l'autre. L'histoire réelle de la France et de l'Allemagne est d'abord analysée en termes de VAR structurel. L'évolution des deux pays est ensuite comparée selon un scénario hypothétique où la politique monétaire commune est définie par un seul des pays, puis conjointement par les deux partenaires. La pertinence de cet exercice apparaît clairement. Si les différences de chocs et de réponses aux chocs entre la France et l'Allemagne impliquent des coûts en bien-être élevés pour suivre une même politique monétaire, cela doit apparaître lorsque l'on permet à l'un des pays de dicter la politique monétaire de l'autre.

Il convient de définir avec précision ce que signifie une politique monétaire identique dans les deux pays : il s'agit, dans cet article, de chocs d'offre de monnaie identiques, mais pas nécessairement de taux d'intérêt identiques.

Naturellement, les taux d'intérêt seraient identiques en union monétaire. Mais si les autorités françaises n'avaient fait que suivre les taux d'intérêt allemands dans les années soixante-dix et quatre-vingt, les taux d'intérêt nationaux auraient été plus faibles, et la politique monétaire fondamentalement plus accommodante. De plus, une telle politique aurait pu produire une instabilité du taux de change franc/mark, qui aurait été contradictoire avec l'intégration monétaire. En union monétaire, l'arbitrage du marché assure l'unicité du taux d'intérêt, et il n'y a pas de taux de change nominal national à établir. Les autorités monétaires peuvent ainsi conduire la politique qu'elles souhaitent sans se préoccuper des différences internes de taux d'intérêt nominal sur dettes homogènes. C'est pourquoi, pour traiter de données historiques, il semble que l'exercice le plus pertinent consiste à supposer que les autorités française et allemande mènent simplement une politique monétaire identique, sans tenir compte des taux d'intérêt relatifs. Dans les simulations, nous interpréterons l'identité des politiques comme étant des surprises monétaires identiques dans les deux pays.

Déterminer si des politiques monétaires uniformes auraient aussi favorisé la convergence des taux d'intérêt nominaux est une autre question. Elle consiste à se demander si une politique monétaire commune aurait conduit à l'intégration monétaire. Nous verrons que la réponse est positive, mais que la tendance à l'intégration régionale dépend largement de la politique commune poursuivie ou, dans les exemples particuliers choisis dans cet article, du fait que ce soit la France ou l'Allemagne qui dispose du pouvoir de décision sur la politique commune.

La première partie de cet article décrit brièvement le modèle utilisé : une version en économie ouverte du modèle IS-LM avec courbe de Phillips. La deuxième partie présente la méthodologie empirique, en expliquant le problème général d'identification des SVAR, puis les choix spécifiques de modélisation retenus ici et les contraintes d'identification. Dans notre spécification, il est nécessaire d'identifier davantage de chocs que ne l'ont fait Bayoumi et Eichengreen qui ont travaillé avec deux chocs seulement. Il faut ici définir six chocs, dont un dans chacun des pays provenant de la politique monétaire de l'autre. Le travail économétrique utilise davantage l'extension du modèle de Blanchard et Quah effectuée par Galí (1992) que l'approche de Bayoumi et Eichengreen. A l'instar de Galí, nous utilisons une combinaison de contraintes de court et de long terme, et considérons, comme lui également, que les contraintes de long terme sont fondées sur la neutralité et la dominance des effets d'offre sur la production potentielle, alors que les contraintes de court terme dépendent d'un délai minimum requis d'un trimestre avant que les chocs de politique monétaire aient un effet. Cependant, le travail présenté ici s'écarte également de celui de Galí de manière significative, en introduisant des influences d'économie ouverte.

La troisième partie aborde l'aspect crucial de l'analyse en discutant les résultats obtenus pour l'Allemagne et la France sur la période étudiée et en les reliant au modèle théorique ainsi qu'aux travaux antérieurs. Les estimations sont largement cohérentes avec celles de Galí pour les Etats-Unis. Des différences importantes apparaissent cependant, en raison du rôle essentiel de deux des variables d'économie ouverte - le taux de change réel et la demande relative de biens natio-

naux et de biens étrangers. Cette partie explore également le critère d'asymétrie entre pays développé par Bayoumi et Eichengreen. Elle montre que, en insistant sur les corrélations inter-pays entre chocs structurels, ce critère tend à exagérer l'impression de différences entre les pays. En raison de la nature même de la méthode d'identification des chocs des SVAR, plus le nombre des chocs structurels est grand, moins des corrélations majeures entre les pays sont probables. Avec six chocs, la matrice six-six de corrélations des chocs entre la France et l'Allemagne ne contient que des valeurs faibles³. Cependant, les expériences macro-économiques française et allemande dans les années quatre-vingt présentent des similitudes substantielles. Cette ressemblance ressort de manière plus claire en examinant les corrélations entre les composantes de la production, de l'inflation et du solde courant - ou les variables macro-économiques primaires - qui sont attribuables aux différents chocs, qu'en considérant les corrélations entre les chocs eux-mêmes. Les matrices de corrélations inter-pays entre les composantes de choc des variables macro-économiques présentent effectivement des chiffres élevés⁴. De cette façon, la similarité et l'interdépendance entre les deux pays réapparaissent nettement dans l'analyse.

La quatrième partie présente les résultats pour l'union monétaire. Les estimations obtenues s'accordent avec l'opinion habituelle selon laquelle une prise de décision française aurait conduit à une politique monétaire plus instable en Allemagne pendant la période étudiée, alors qu'une prise de décision allemande aurait induit une politique monétaire plus stricte en France. Avec la France aux commandes monétaires, l'Allemagne aurait dégagé des excédents courants plus importants, alors que si l'Allemagne avait décidé, la France aurait connu des changements plus importants : une inflation moindre, des déficits courants plus élevés, et une production plus importante⁵. Compte-tenu de l'ampleur relative de ces changements, on peut conclure que, tandis que l'Allemagne n'aurait pas apprécié les choix de politique monétaire français, la France aurait préféré les choix allemands. Ces conclusions dépendent essentiellement des idées communément admises sur les préférences sociales des deux pays. Par conséquent, du point de vue de la qualité des décisions de politique économique (fondée sur les préférences nationales), la conclusion est que la France n'a rien à craindre de l'union monétaire avec l'Allemagne, tandis que l'inverse n'est pas évident. Dans ces conditions, une union monétaire franco-allemande pourrait imposer à la France d'accorder des compensations politiques à l'Allemagne, ainsi que cela est souvent affirmé. Enfin, les résultats indiquent qu'une politique monétaire conjointe aurait favorisé l'intégration monétaire, du moins dans le cas d'une dominance allemande.

3. Voir Erkel-Rousse et Mélitz (1995) qui donnent le même résultat.

4. Il convient de noter également que ces corrélations lient les décompositions de Cohen & Wyplosz et Weber concernant les variables macro-économiques elles-mêmes, avec celles de Bayoumi & Eichengreen qui sont reliées aux chocs structurels.

5. Naturellement, tous ces résultats supposent qu'un changement de politique monétaire n'aurait pas modifié les paramètres de réponse. Ils sont par conséquent sujets à la critique de Lucas. L'analyse des résultats impose donc, et c'est ce que font de nombreux autres auteurs, de faire l'hypothèse qu'un changement dans les paramètres, lié à une modification de la politique monétaire, aurait été suffisamment progressif pour ne pas bouleverser les conclusions essentielles sur un horizon significatif.

Le modèle utilisé

Une version en économie ouverte du modèle IS-LM, augmenté d'une courbe de Phillips, se trouve au coeur du modèle macro-économique simple utilisé ici. Le modèle est essentiellement caractérisé par deux conditions d'équilibre : l'une concerne le marché agrégé des biens nationaux $y_t^s = y_t^d$, l'autre l'équilibre externe $\chi_t = 0$. La première dépend de l'ajustement des prix, la seconde de l'ajustement du taux de change réel. La dynamique du modèle est commandée par l'ajustement lent des prix et des taux de change, et elle inclut certaines contraintes de neutralité de long terme. En outre, les mouvements des principales variables macro-économiques proviennent de manière prédominante de la propagation de six types de perturbations exogènes : des chocs sur l'offre nationale agrégée η_t^s , la demande interne η_t^d , la demande relative de biens nationaux et d'exportations nettes $\eta_t^{d^*}$, la politique monétaire nationale et étrangère (η_t^m et $\eta_t^{m^*}$) et la vitesse de circulation de la monnaie relative dans le pays et à l'étranger $\eta_t^{v^*}$. L'origine du choc $\eta_t^{m^*}$ se trouve à l'étranger ; cela peut être également le cas des deux autres chocs d'économie ouverte, $\eta_t^{d^*}$ et $\eta_t^{v^*}$, bien que cela ne soit pas nécessaire.

Les équations suivantes illustrent ce modèle de base simple, dans lequel toutes les variables, à l'exception des taux d'intérêt, sont mesurées en logarithmes :

— Courbe de Phillips
$$\Delta p_t = \pi_o + \delta (y_t - \eta_t^s) \quad (1)$$

— Production agrégée, IS
$$y_t = \alpha_o - \alpha_1 (i_t - \Delta p_{t+1}^e) + \alpha_2 \beta_1 (e_t + p_t^* - p_t) + \alpha_2 \eta_t^{d^*} + \eta_t^d + \eta_t^s \quad (2)$$

— Balance courante
$$\chi_t = \beta_1 (e_t + p_t^* - p_t) + \eta_t^{d^*} \quad (3)$$

— Taux de change effectif réel
$$e_t + p_t^* - p_t = (e_{t-1} + p_{t-1}^* - p_{t-1}) - \gamma_1 \chi_t + \eta_t^{v^*} \quad (4)$$

— Taux d'intérêt et politique monétaire
$$i_t = \zeta_o + \zeta_1 y_t + \zeta_2 (p_t - \eta_t^m) \quad (5)$$

— Différences de politique monétaire
$$i_t - i_t^* = \xi_o + \xi_1 y_t + \xi_2 (p_t - \eta_t^m) + \eta_t^{m^*} \quad (6)$$

L'équation (1) est une courbe de Phillips en économie ouverte avec ajustement rigide des prix de production (Δp_t) à la demande excédentaire ($y_t - \eta_t^s$). L'équation (2) définit la production nationale (y_t) comme une somme de demandes agrégées de biens nationaux et de chocs domestiques ($y_t = y_t^d + \eta_t^s$)⁶. On suppose donc, comme le fait Galí, que les chocs d'offre, comme de demande, affectent la pro-

6. Dans l'équation (3), α_2 doit être défini de telle sorte qu'à l'état stationnaire $y = \eta^s$. Par conséquent, η^s représente le processus guidant la production naturelle.

duction courante. La demande agrégée pour la production nationale est décroissante avec le taux d'intérêt réel national ($i_t - \Delta p_t^*$), croissante avec le taux de change réel ($e_t + p_t^* - p_t$), et soumise à des chocs de demande nationale (η_t^d) et de demande relative (η_t^{dr}). La balance courante (χ_t) est mesurée par le rapport des exportations nettes (ou des exportations moins les importations de biens et services) au PIB nominal. La distinction entre les chocs de demande interne η_t^d et les chocs de demande étrangère relative η_t^{dr} s'ensuit : les premiers chocs affectent la demande agrégée sans modifier χ_t , tandis que les derniers affectent la demande agrégée via χ_t . Les déséquilibres de la balance courante déterminent le taux de change réel $e_t + p_t^* - p_t$ à long terme. Cependant, des déviations de court terme par rapport à la balance courante — et donc des mésalignements — peuvent se produire en raison de chocs sur la demande excédentaire de monnaie étrangère relativement à la monnaie nationale, définis comme des chocs de vitesse relative de la monnaie (η_t^{vr}).

Les chocs de monnaie η_t^m dans l'équation (5) reflètent les influences de la politique monétaire nationale sur le taux d'intérêt. Les termes y_t et p_t dans l'équation concernent, en revanche, l'impact de la demande de monnaie. Les autorités monétaires ne compensent donc pas — ou du moins pas parfaitement — les autres forces influant sur le taux d'intérêt. L'équation suivante (6) introduit une relation bilatérale avec le second pays considéré comme un participant potentiel à l'union monétaire. Le terme de choc d'offre de monnaie étrangère η_t^{m*} reflète, dans l'écart de politique monétaire nationale et étrangère, ce qui est entièrement attribuable à la politique de taux d'intérêt de l'autre pays. Il convient de noter que i_t^* et η_t^{m*} dans l'équation (6) diffèrent des autres variables d'économie ouverte ($\chi_t, e_t + p_t^*, \eta_t^{dr}$ et η_t^{vr}), en ce qu'elles se réfèrent à un pays étranger spécifique (la France ou l'Allemagne, selon le cas), et non à une relation entre le pays national et le reste du monde. L'équation se conforme manifestement à la parité ouverte de taux d'intérêt pour les anticipations appropriées.

Les prédictions stylisées de ce petit modèle de base pour petite économie ouverte peuvent être résumées comme suit :

- les chocs de demande nationale et relative ont des effets de court terme (qui peuvent disparaître dans le long terme) sur le PIB et les autres variables réelles, comme la balance courante, les taux d'intérêt réels et les taux de change réels, en raison de l'ajustement rigide des prix ;
- les chocs monétaires nationaux ne se transmettent à l'économie réelle que par le biais des variations de taux d'intérêt réels ;
- les chocs de vitesse relative de la monnaie ne se transmettent à l'économie réelle que par les variations de taux de change (effectifs) réels ;
- le PIB réel évolue dans le même sens que les prix en réponse à la demande nationale et relative, à l'offre de monnaie nationale et étrangère, et aux chocs de vitesse relative de la monnaie, mais les deux variables évoluent en sens contraire en réponse à des chocs d'offre agrégée.

Le modèle VAR structurel

Sa présentation générale

C'est une version étendue de l'approche en termes de VAR structurel de Galí (*op. cit.*) qui est adoptée ici ; la présentation de la version en économie ouverte du modèle IS-LM pour la France et l'Allemagne suivra donc l'exposé de la méthodologie des modèles VAR structurels de cet auteur. Cette méthodologie suppose que $x = [x_1, x_2, x_3, \dots, x_k]$ est un processus vectoriel de covariance stationnaire, où x est la matrice d'un ensemble d'observations. Chacun des k éléments de x a une moyenne nulle, ou plutôt, avant l'estimation, chacun de ces éléments a été mis en différence première centrée, et sa tendance éventuelle a été enlevée. Chaque élément de x peut également être exprimé comme une combinaison linéaire de chocs structurels actuels et passés $\varepsilon = [\varepsilon_1, \varepsilon_2, \varepsilon_3, \dots, \varepsilon_k]$.

Formellement, x possède une représentation en moyenne mobile (MA) :

$$x = C(L)\varepsilon. \quad (7)$$

La représentation en moyenne mobile sous forme réduite de Wold est alors :

$$x = E(L)v, \quad (8)$$

où $E(L) = [E_{ij}(L)]$, $E(0) = I$ et $E(L)$ est inversible. Après inversion de $E(L)$, la représentation autorégressive de forme réduite en termes des innovations v devient :

$$Bx(L)v \quad (9)$$

avec $B(L) = [B_{ij}(L)]$, $B(L) = E(L)^{-1}$, et $B(0) = I$; tandis que la représentation autorégressive en termes de chocs structurels ε s'ensuit alors comme :

$$A(L)x = \varepsilon, \quad (10)$$

avec $A(L) = [A_{ij}(L)]$. Les innovations v de la forme réduite sont supposées être une combinaison linéaire des perturbations structurelles ε :

$$v = S\varepsilon, \quad (11)$$

avec $A(0) = S^{-1}$.

Compte-tenu des équations (7) et (8), ceci implique

$$C(L) = E(L)S, \quad (12)$$

Dans la mesure où l'estimation en moindres carrés ordinaires (MCO) de l'équation (9) donne les estimations de $B(L)$, et donc les estimations de son inverse $E(L) = B(L)^{-1}$, la matrice $C(L)$ peut être identifiée lorsque suffisamment de contraintes sont introduites pour que la matrice S soit juste identifiée.

Comment obtenir de telles contraintes ? Il convient d'abord de supposer que les chocs structurels ε sont mutuellement orthogonaux. Grâce à une condition de normalisation utile⁷, cette hypothèse implique que $E(\varepsilon\varepsilon') = I$. En utilisant cette condition de normalisation avec l'équation (11), on obtient :

$$SS = \Omega, \quad (13)$$

Après avoir estimé par les MCO la matrice variance-covariance Ω des erreurs v de forme réduite, cette dernière factorisation impose $k \cdot (k + 1)/2$ restrictions non-

7. La normalisation convenable assure que le vecteur de chocs ε est mesuré en termes d'un écart-type de la variable correspondante dans le vecteur x .

linéaires sur les éléments de S (soit 21 contraintes pour $k=6$). Reste alors la question du choix des contraintes pour les autres éléments $k \cdot (k+1)/2$ de S , qui sera abordée après les commentaires des spécifications VAR.

La spécification du modèle

Afin de spécifier un modèle VAR structurel conformément au modèle macro-économique théorique, les tests de racine unitaire et de cointégration appropriés ont d'abord été effectués sur les séries pour y_t , p_t , i_t , Δp_t , $i_t - i_t^*$, χ_t et $e_t + p_t^* - p_t$ ⁸. Quand les résultats des tests n'étaient pas suffisamment tranchés, les choix de Galí ont été conservés dans la mesure du possible afin de faciliter la comparaison. Le choix a également été fait d'estimer un modèle identique pour les deux pays. Il a donc fallu faire des compromis dans les cas où les propriétés des séries temporelles de données différaient entre la France et l'Allemagne, ce qui n'a posé de problème que pour l'inflation. Il a fallu choisir entre traiter l'inflation comme un processus I(0) ou I(1), problème également rencontré par Galí. L'analyse empirique se prononce clairement en faveur de I(0) dans le cas de l'Allemagne, selon un test Phillips-Perron. L'inflation a donc été traitée, comme le fait Galí, comme un processus I(0) dans les deux pays, bien que la question soit un peu ambiguë pour la France⁹. Pour cette raison, dans le cas de la France, les principales conclusions de politique fondées sur la spécification d'inflation I(1) sont également présentées. La robustesse des résultats est ainsi démontrée.

Le modèle SVAR a été formulé pour le processus vectoriel de covariance stationnaire :

$$x = [\Delta y_t, i_t - \Delta p_t, \Delta p_t, \Delta(i_t - i_t^*), \Delta \chi_t, \Delta(e_t + p_t^* - p_t)] ,$$

avec Δy_t la différence première du logarithme du PIB, i_t le niveau du taux d'intérêt nominal à trois mois, Δp_t la différence première du logarithme des prix à la consommation (et donc $i_t - \Delta p_t$ le taux d'intérêt réel), $i_t - i_t^*$ l'écart de taux d'intérêt à trois mois, $\Delta \chi_t$ la différence première du rapport du solde courant au PIB, et $\Delta(e_t + p_t^* - p_t)$ la différence première du taux de change effectif réel fondé sur les coûts unitaires du travail relatifs normalisés¹⁰.

L'approche en termes de VAR structurel suppose que le processus vectoriel x soit déterminé par un vecteur de six perturbations structurelles $\varepsilon = [\varepsilon_t^s, \varepsilon_t^m, \varepsilon_t^d, \varepsilon_t^{m*}, \varepsilon_t^{d*}, \varepsilon_t^{v*}]$ consistant en chocs d'offre agrégée (ε_t^s), chocs de demande nationale et relative (ε_t^d et ε_t^{d*}), chocs de politique monétaire nationale et étrangère (ε_t^m et ε_t^{m*}), et chocs de vitesse relative de la monnaie (ε_t^{v*}). Le vecteur de chocs structurels ε est donc la contrepartie empirique du vecteur de perturbations structurelles η dans le modèle macro-économique en économie ouverte.

8. Voir l'annexe de cet article pour une présentation détaillée de ces tests.

9. Pour cette raison, l'équation (1) a été réécrite de manière à être conforme à la présence d'un terme d'inflation constant, et non retardé, dans la partie droite de cette équation.

10. Toutes les données sont issues de *International Financial Statistics* du FMI, différents numéros, à l'exception des taux d'intérêt du marché monétaire qui proviennent de l'OCDE, *Main Economic Indicators*, différents numéros.

Les contraintes d'identification

Pour identifier les chocs structurels $\varepsilon = [\varepsilon^r, \varepsilon_i^m, \varepsilon_i^d, \varepsilon_i^{m*}, \varepsilon_i^{d*}, \varepsilon_i^{r*}]$ sur la base des estimations de $B(L)$, des résidus v de la forme réduite et de leur matrice variance-covariance Ω , la matrice S doit être déterminée par une procédure d'optimisation non linéaire. Pour que la matrice soit juste identifiée, 36 contraintes d'identification doivent être imposées. Nous avons fait les choix suivants :

— 21 contraintes non linéaires sur les éléments de S proviennent de la condition habituelle d'orthogonalité $SS' = \Omega$ (comme cela a été mentionné *supra*) ;

— 5 conditions supplémentaires, dans la tradition de Blanchard et Quah résultent de l'identification de chocs d'offre agrégée, ou du fait d'imposer la neutralité à long terme des cinq autres chocs sur la production :

$$\begin{aligned} E_{11}(1)S_{12} + E_{12}(1)S_{22} + E_{13}(1)S_{32} + E_{14}(1)S_{42} + E_{15}(1)S_{52} + E_{16}(1)S_{62} &= 0, \\ E_{11}(1)S_{13} + E_{12}(1)S_{23} + E_{13}(1)S_{33} + E_{14}(1)S_{43} + E_{15}(1)S_{53} + E_{16}(1)S_{63} &= 0, \\ E_{11}(1)S_{14} + E_{12}(1)S_{24} + E_{13}(1)S_{34} + E_{14}(1)S_{44} + E_{15}(1)S_{54} + E_{16}(1)S_{64} &= 0, \\ E_{11}(1)S_{15} + E_{12}(1)S_{25} + E_{13}(1)S_{35} + E_{14}(1)S_{45} + E_{15}(1)S_{55} + E_{16}(1)S_{65} &= 0, \\ E_{11}(1)S_{16} + E_{12}(1)S_{26} + E_{13}(1)S_{36} + E_{14}(1)S_{46} + E_{15}(1)S_{56} + E_{16}(1)S_{66} &= 0 ; \end{aligned}$$

— les chocs de demande interne, de demande relative, d'offre de monnaie nationale et étrangère, sont supposés n'avoir aucun effet de long terme sur la balance courante (4 contraintes) :

$$\begin{aligned} E_{51}(1)S_{12} + E_{52}(1)S_{22} + E_{53}(1)S_{32} + E_{54}(1)S_{42} + E_{55}(1)S_{52} + E_{56}(1)S_{62} &= 0, \\ E_{51}(1)S_{13} + E_{52}(1)S_{23} + E_{53}(1)S_{33} + E_{54}(1)S_{43} + E_{55}(1)S_{53} + E_{56}(1)S_{63} &= 0, \\ E_{51}(1)S_{14} + E_{52}(1)S_{24} + E_{53}(1)S_{34} + E_{54}(1)S_{44} + E_{55}(1)S_{54} + E_{56}(1)S_{64} &= 0, \\ E_{51}(1)S_{16} + E_{52}(1)S_{26} + E_{53}(1)S_{36} + E_{54}(1)S_{46} + E_{55}(1)S_{56} + E_{56}(1)S_{66} &= 0 ; \end{aligned}$$

— les chocs de vitesse relative n'ont aucun effet de long terme sur le taux de change effectif réel (1 contrainte) :

$$E_{61}(1)S_{16} + E_{62}(1)S_{26} + E_{63}(1)S_{36} + E_{64}(1)S_{46} + E_{65}(1)S_{56} + E_{66}(1)S_{66} = 0 ;$$

— les chocs d'offre de monnaie nationale ne font porter aucun effet de long terme sur le taux d'intérêt réel (1 contrainte) :

$$E_{21}(1)S_{14} + E_{22}(1)S_{24} + E_{23}(1)S_{34} + E_{24}(1)S_{44} + E_{25}(1)S_{54} + E_{26}(1)S_{64} = 0 ;$$

— enfin, les chocs d'offre de monnaie nationale et étrangère n'ont pas d'effet instantané sur la production ni sur la balance courante (4 contraintes) :

$$S_{12} = 0, S_{14} = 0, S_{52} = 0, S_{54} = 0.$$

Ces 36 contraintes déterminent de manière unique la matrice S , ce qui est essentiel afin de décomposer les résidus VAR estimés selon leurs composantes orthogonales de choc structurel. Il apparaît d'ores et déjà que les contraintes théoriques sont une combinaison de conditions de neutralité à long terme (étendues de telle sorte qu'elles couvrent le taux de change réel et la balance courante) et d'une hypothèse d'absence d'effets monétaires de court terme sur les variables réelles.

Les résultats empiriques pour l'Allemagne et la France

Les données utilisées

Le travail économétrique se limite à des données trimestrielles ajustées des variations saisonnières, commençant au troisième trimestre de 1975 et finissant au quatrième trimestre de 1990. Le choix de la date initiale provient du manque de données aisément disponibles pour les séries de taux de change réel, celui de la date de fin de période, de la décision prise (pour le moment) de ne pas poursuivre le travail après la réunification allemande. En raison du retard de quatre trimestres dans l'estimation des VAR, les estimations ne couvrent que les années 1977 à 1990, ce qui représente 56 observations.

Un rapide regard sur les données est utile avant d'analyser les estimations. Le GRAPHIQUE 1 présente l'évolution des principales variables macro-économiques étudiées en Allemagne et en France. Les deux graphiques du haut indiquent que, sauf dans les années 1981-1985 et après la réunification allemande en 1990, la production a évolué de manière très similaire en Allemagne et en France. Des mouvements très semblables marquent la plupart de la période de SME. Les taux d'intérêt nominaux à court terme et les taux d'inflation ont convergé considérablement entre 1979 et 1991, moment auquel la convergence est devenue presque complète ; leur évolution a également été proche, ce qui implique que les taux d'intérêt réels ont évolué conjointement. Les taux d'intérêt nominaux et réels ne semblent donc pas expliquer de manière plausible la plupart des différences dans l'évolution de la croissance des deux pays. Les taux de change réels et les soldes courants devraient les expliquer bien mieux, puisque ces deux variables se sont comportées de manière très dissemblable dans les deux pays : les taux de change effectifs réels allemand et français ont évolué de manière divergente après 1981, de même que les soldes courants français et allemand, à la même époque. Les taux de change effectifs réels et les balances courantes apparaissent donc comme des candidats essentiels à l'explication des différences dans les performances réelles des deux pays.

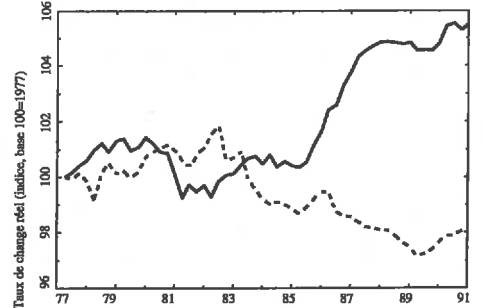
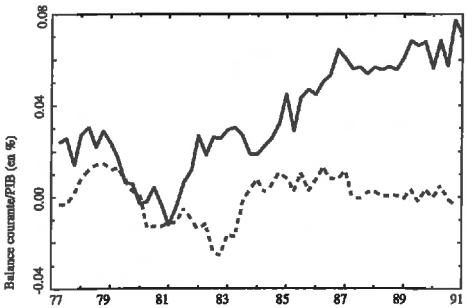
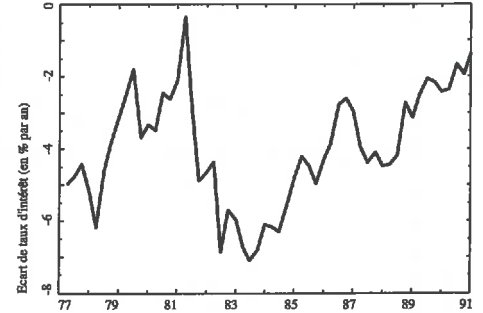
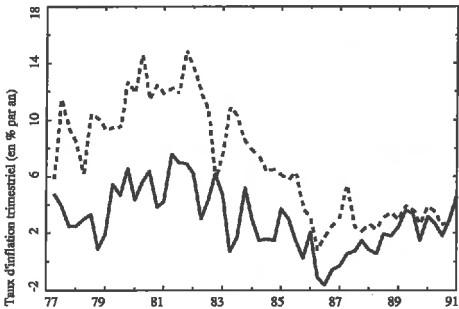
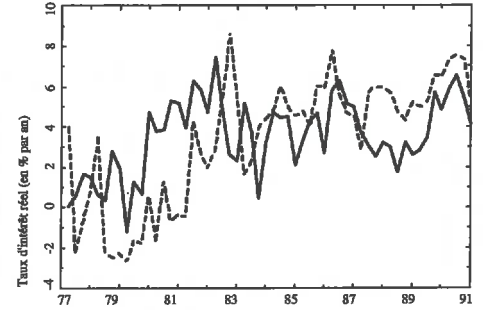
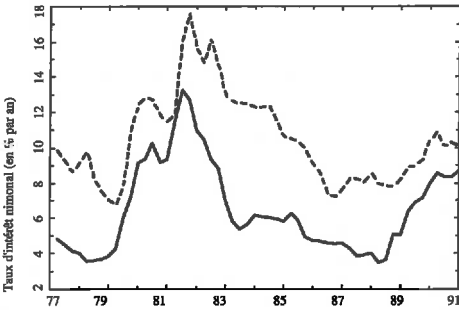
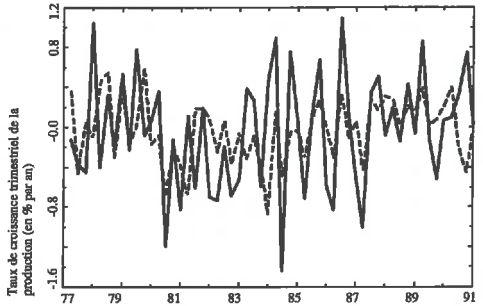
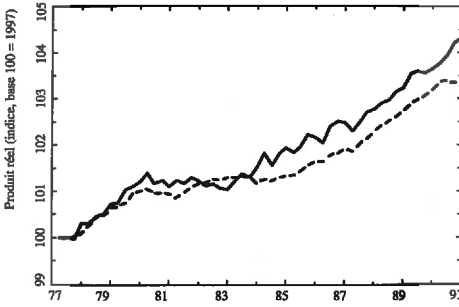
Les réponses aux chocs

Le GRAPHIQUE 2 présente les réponses de la production, de l'inflation, de la balance courante et des écarts de taux d'intérêt nominal en Allemagne et en France à différents chocs, d'une taille égale à un écart-type. Les résultats se rapprochent fortement, en termes qualitatifs comme quantitatifs, de ceux de Galí pour les Etats-Unis. Dans le cas de l'Allemagne et la France, l'impact instantané d'un choc d'offre positif est une augmentation du PIB de 0,25 point. La réponse du PIB en Allemagne atteint un pic de 0,75 % 12 trimestres environ après le choc, puis revient à un niveau inférieur, tandis que la réponse au choc d'offre en France se déroule de manière continue, mais reste inférieure aux valeurs observées en

GRAPHIQUE 1

Principaux indicateurs macro-économiques

Données trimestrielles, 1977.I-1990.IV



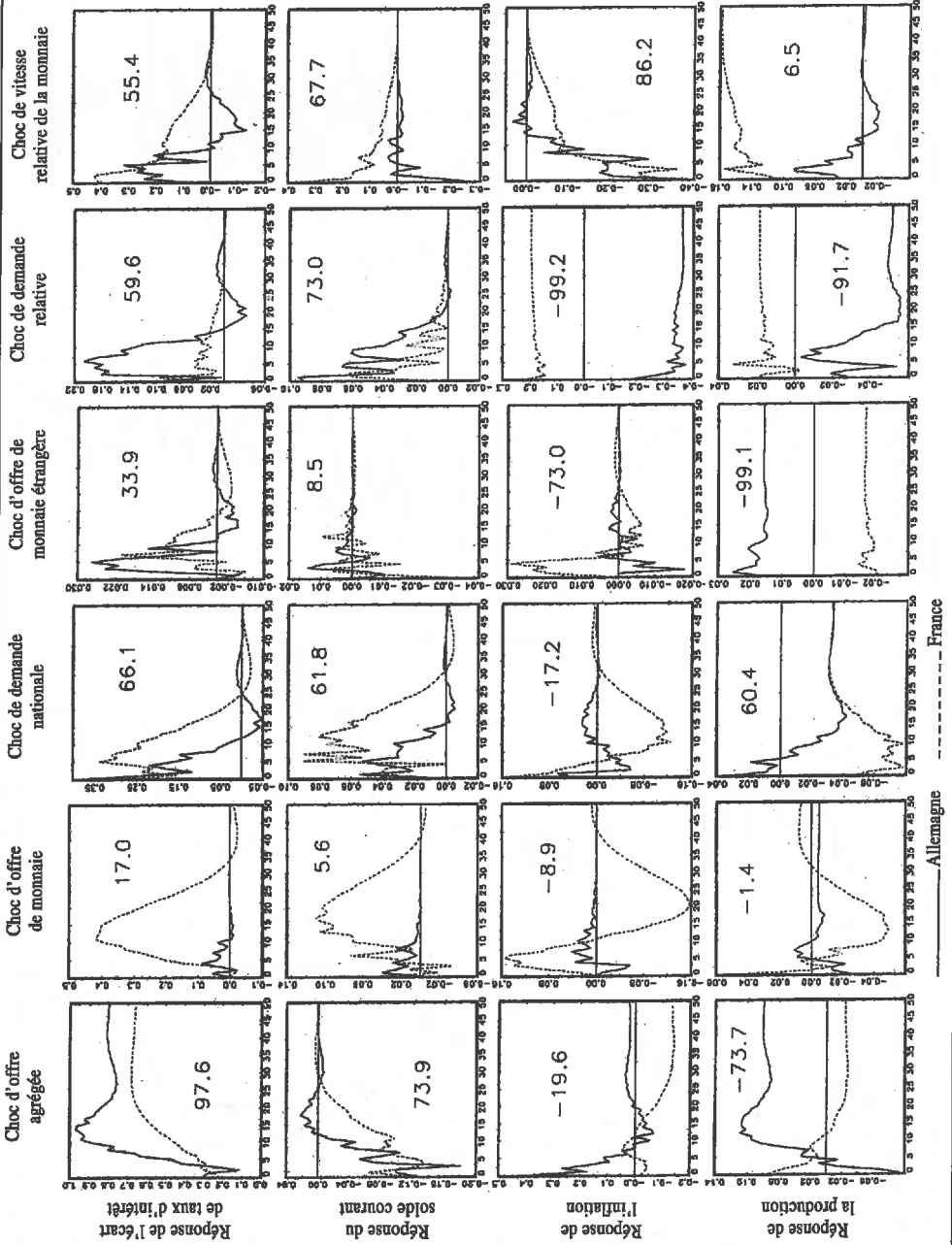
Allemagne

France

GRAPHIQUE 2

Fonctions de réponses aux impulsions

Données trimestrielles, 1977.I-1990.IV



Note : Les nombres indiquent les corrélations entre les réponses aux impulsions.

Allemagne. Ces chocs ont un impact déflationniste dans les deux pays. Dans le cas de cinq autres chocs, les effets de moyen-terme sont positifs, mais avec des profils variés sur la production et l'inflation dans les deux pays. En dehors des chocs d'offre, seuls les chocs de demande agrégée et de demande relative ont des impacts significatifs à court et moyen terme en Allemagne, tandis qu'en France, ce sont les chocs de vitesse relative de la monnaie qui ont la plus grande importance après les chocs d'offre.¹¹

Deux différences supplémentaires marquent la France et l'Allemagne ; d'une part, les chocs d'offre de monnaie nationale et étrangère ont des effets significatifs de court et moyen terme sur la balance courante en France, mais pas en Allemagne. D'autre part, les chocs d'offre de monnaie n'exercent aucun impact significatif sur l'inflation, quel que soit le terme considéré, en Allemagne, tandis qu'ils ont des effets significatifs sur l'inflation à moyen terme en France. Enfin, l'effet des chocs monétaires étrangers est plutôt faible sur les deux pays¹².

Le GRAPHIQUE 2 présente à la fois les réponses moyennes aux impulsions et les corrélations entre la réponse allemande et française à chaque type de choc. La production et l'inflation répondent de manière très similaire aux chocs d'offre, de demande et de demande relative, et sont très proches, comme en témoigne la valeur élevée des coefficients de corrélation. Mais les réponses aux chocs d'offre de monnaie nationale et étrangère sont très différentes entre les deux pays. Plus importants, les chocs monétaires nationaux ont un impact de moyen terme important sur la production et l'inflation. Il apparaît donc possible qu'un changement de politique monétaire n'ait qu'un effet faible sur l'Allemagne, et important sur la France.

La décomposition entre les composantes des chocs

Le GRAPHIQUE 3 présente la décomposition de la production, de l'inflation et de la balance courante entre les différentes composantes orthogonales des chocs durant la période d'étude. Les décompositions similaires pour les autres variables endogènes ne sont pas présentées car elles ne jouent aucun rôle dans notre analyse de politique économique. Les graphiques mettent en lumière l'importance des chocs d'offre sur la production. Après le second choc pétrolier, les perturbations sur l'offre ont davantage pesé sur la croissance allemande que française. Après 1987, les chocs d'offre ont également davantage contribué à réduire l'inflation en France qu'en Allemagne. L'influence relativement similaire de nombreux chocs - de demande nationale, d'offre de monnaie étrangère, et de vitesse relative - sur la production, l'inflation et la balance courante dans les deux pays apparaît comme un autre résultat du GRAPHIQUE 3. Il semble donc que les

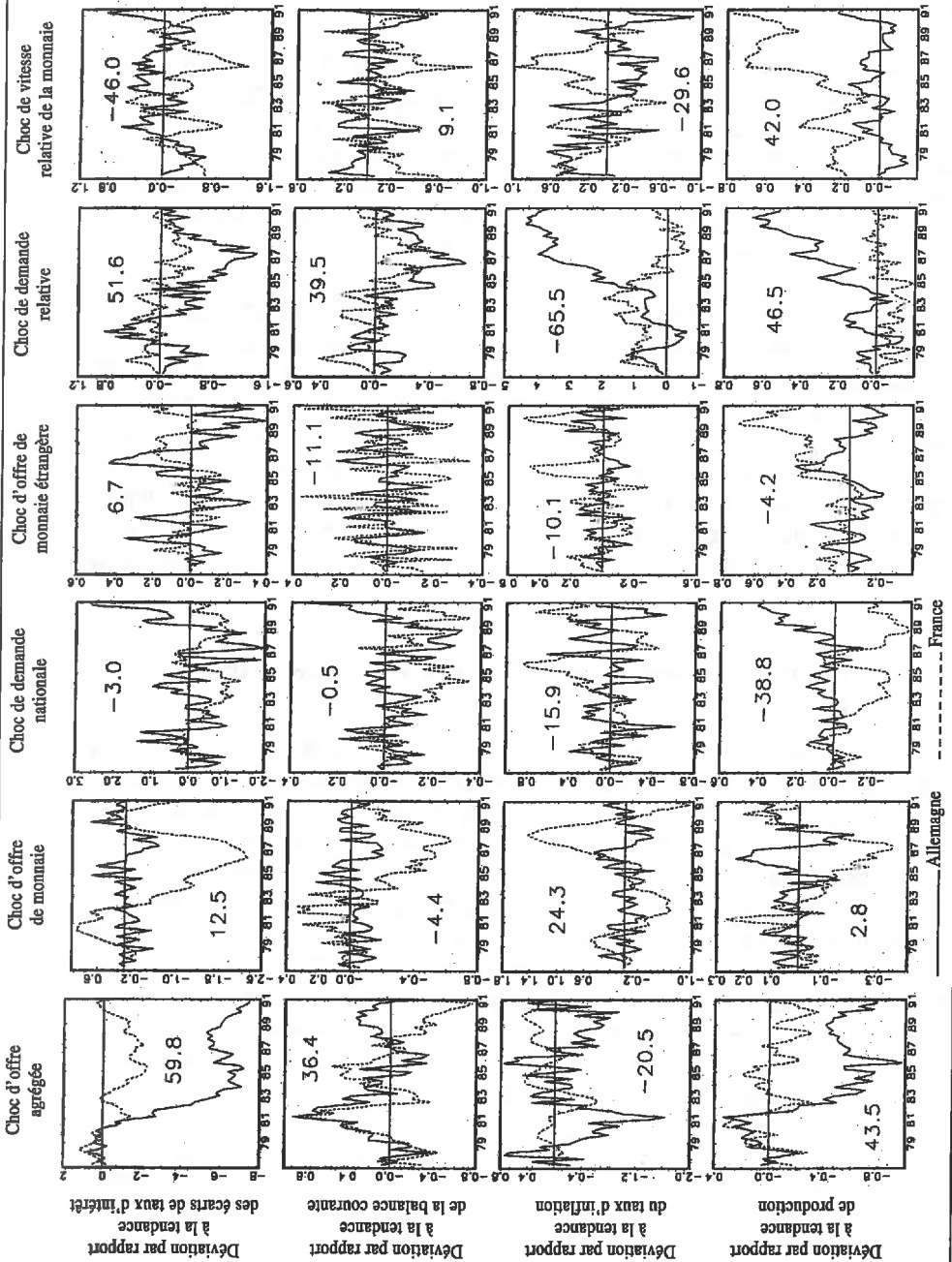
11. Les intervalles de confiance des fonctions de réponse aux impulsions ont été calculés par simulation de Monte Carlo fondée sur des tirages aléatoires normaux à partir de la distribution du VAR de forme réduite. Pour des détails techniques et un résumé des résultats, consulter l'annexe.

12. En France comme en Allemagne, aucun des six chocs n'a d'effet de long terme sur le taux d'intérêt réel, ce qui implique des compensations entre des variations de taux d'intérêt nominaux et celles de l'inflation. Weber (1995) a également trouvé que les données françaises et allemandes étaient cohérentes avec la validité de long terme de l'effet de Fischer de l'inflation sur les taux d'intérêt. Mais dans cet article, l'effet de Fischer apparaît sans avoir été imposé comme contrainte de long terme.

GRAPHIQUE 3

**Décomposition en chocs structurels de la production,
de la balance courante et des écarts de taux d'intérêt**

Données trimestrielles, 1977.I-1990.IV



Note : Les nombres indiquent les corrélations entre les réponses aux impulsions.

évolutions différenciées des balances courantes dans les deux pays, observées plus haut, ne puissent être expliquées par ces chocs. Ce sont les chocs d'offre de monnaie, de demande relative et de vitesse relative qui contribuent le plus aux différences de performances en termes de balance courante.

L'aspect le plus important du GRAPHIQUE 3 concerne cependant la contribution des chocs d'offre de monnaie. En raison d'une politique monétaire régulière et prévisible (comme en témoignent les faibles valeurs de ε_t^m), les chocs d'offre de monnaie n'expliquent quasiment rien de l'évolution de la production, de l'inflation et de la balance courante en Allemagne, tandis qu'il contribuent lourdement à l'évolution de ces trois variables macro-économiques en France, tout au long de la période. Sur la période étudiée, l'impact d'un changement de politique monétaire semble donc, à nouveau, plus important en France qu'en Allemagne.

La décomposition de variance

Le TABLEAU 1 présente les décompositions de variance de la production, de l'inflation et de la balance courante selon leurs composantes de choc ; les horizons sélectionnés vont d'un à quarante trimestres. Les résultats sont conformes à l'analyse précédente. Les chocs d'offre expliquent quasiment toute la variabilité de la production dans le long terme en Allemagne ; sur une période équivalente à un cycle d'affaires (que l'on peut définir comme inférieure à dix trimestres), les chocs de demande nationale et relative ont cependant un rôle dominant dans les fluctuations de la production. Dans le cas français, où les choses sont par ailleurs substantiellement les mêmes, les chocs de demande et de vitesse relative dominent les chocs d'offre sur un horizon temporel bien supérieur.

Ces résultats divergent de ceux de Blanchard et Quah (*op. cit.*) ou de Galí (*op. cit.*) pour les Etats-Unis. Blanchard et Quah attribuent quasiment toute la variabilité de la production à court terme (98 % sur un horizon de quatre trimestres) aux chocs de demande, tandis que pour Galí, les chocs d'offre dominent sur tous les horizons. Dans l'étude présentée ici, cependant, les chocs de vitesse relative de la monnaie et les chocs de demande nationale jouent un rôle important pour expliquer la variabilité de la production dans les deux pays, et ce sur des horizons temporels considérables - même comparés aux chocs d'offre. Ce dernier résultat, bien sûr, confirme fortement les hypothèses formulées *supra* sur l'importance des variables d'économie ouverte dans l'explication des fluctuations de cycle d'affaires en Europe. En outre, la variabilité de l'inflation en Allemagne et en France doit autant, si ce n'est plus, aux chocs de vitesse relative qu'aux chocs d'offre, surtout sur un horizon court. Enfin, les chocs de demande relative et de vitesse relative ont un poids important dans l'évolution du solde courant dans les deux pays.

L'association entre les pays

Au vu de la littérature sur l'union monétaire, l'asymétrie des cycles d'affaires dans les deux pays réclame une attention particulière. Le TABLEAU 2 présente la mesure de cette asymétrie selon le critère de Bayoumi et Eichengreen, qui porte sur les corrélations entre les chocs structurels affectant les deux économies. La

TABLEAU 1

Décomposition de la variance de la production, de l'inflation
et du solde courant à différents horizons temporels

En %, 1977.I-1990.IV, données trimestrielles

H o r i z o n	Choc d'offre agrégée		Choc d'offre de monnaie		Choc de demande nationale		Choc d'offre de monnaie étrangère		Choc d'offre de demande relative		Choc de vitesse relative de la monnaie	
	ALL	FRA	ALL	FRA	ALL	FRA	ALL	FRA	ALL	FRA	ALL	FRA
Production												
1	36,8	15,9	0,0	0,0	55,5	26,4	0,0	0,0	4,7	0,8	2,9	56,9
2	38,5	19,2	0,7	0,0	43,2	18,0	0,0	0,0	2,7	2,1	15,0	60,7
3	34,2	22,2	0,7	0,1	38,4	17,8	0,0	0,0	8,5	1,3	18,3	58,6
4	33,4	25,6	0,7	0,1	32,5	17,6	0,1	0,0	10,1	1,0	23,2	55,7
5	39,8	27,1	1,2	1,7	27,0	19,4	0,1	0,0	10,5	1,0	21,4	50,8
10	72,2	34,7	0,5	13,5	9,5	22,4	0,1	0,0	7,1	0,6	10,7	28,7
20	90,7	51,0	0,2	23,1	3,0	11,9	0,0	0,0	2,4	0,3	3,7	13,7
30	93,7	66,3	0,1	17,0	2,0	7,5	0,0	0,0	1,6	0,2	2,6	9,0
40	95,3	75,0	0,1	12,6	1,5	5,6	0,0	0,0	1,2	0,1	1,9	6,7
Inflation												
1	17,7	8,9	0,0	1,1	0,1	0,1	0,0	0,7	9,2	0,2	73,0	89,0
2	20,6	9,2	1,2	1,0	2,4	0,8	0,1	0,6	13,7	2,1	62,1	86,3
3	25,6	12,2	1,5	0,9	2,5	1,3	0,1	0,5	13,3	3,3	56,9	81,7
4	39,2	16,0	1,3	1,2	2,4	1,6	0,2	0,5	11,4	3,2	45,5	77,6
5	38,2	20,0	1,6	1,3	3,1	1,4	0,2	0,5	12,6	3,1	44,4	73,7
10	40,5	24,3	1,7	2,8	5,0	6,5	0,2	0,4	16,2	2,5	36,4	63,5
20	39,7	23,4	1,6	14,9	5,4	10,5	0,2	0,3	17,7	1,9	35,4	49,0
30	39,5	21,1	1,6	21,9	5,4	10,1	0,2	0,2	17,5	1,8	35,7	45,0
40	39,6	20,9	1,6	22,5	5,4	10,0	0,2	0,2	17,5	1,7	35,7	44,6
Balance courante/PIB												
1	48,7	0,3	0,0	0,0	0,5	12,8	0,0	0,0	8,2	24,5	42,6	62,4
2	40,1	0,7	0,0	0,5	1,2	10,3	0,0	0,1	20,0	22,8	38,6	65,6
3	37,7	0,9	0,3	2,7	1,3	8,5	0,0	0,2	29,1	22,7	31,5	64,9
4	33,6	0,9	0,6	5,1	1,4	6,1	0,0	0,2	34,7	21,0	29,6	66,7
5	28,6	1,0	0,6	6,7	1,2	5,2	0,0	0,3	41,4	20,8	28,0	65,9
10	17,5	1,2	0,5	10,5	0,9	5,6	0,0	0,2	54,9	28,1	26,1	54,3
20	11,5	1,4	0,4	12,8	0,7	10,6	0,0	0,2	70,6	37,7	16,9	37,3
30	8,3	5,7	0,3	17,0	0,5	8,4	0,0	0,1	78,8	41,5	12,0	27,3
40	6,5	10,9	0,2	14,5	0,4	6,7	0,0	0,1	83,7	45,9	9,2	21,9

plupart des chiffres dans la matrice de corrélations 6 x 6 sont relativement faibles. Sur la diagonale, la valeur absolue la plus élevée est de 0,32, et elle concerne l'association entre les chocs d'offre de la France et l'Allemagne. Hors diagonale, les plus élevées sont aux alentours de 0,4. La corrélation de 0,36 entre les chocs d'offre de monnaie en France et les chocs d'offre de monnaie étrangère en Allemagne mérite d'être relevée. Mais d'une manière générale, le tableau dégage une impression d'asymétrie considérable entre la France et l'Allemagne. Cette impression dépend cependant fortement du critère choisi par Bayoumi et Eichengreen. Dès lors que six chocs différents sont identifiés, au lieu de deux, et que l'on impose une covariance nulle entre les chocs au sein de chaque pays (par construction), des corrélations instantanées faibles entre les pays deviennent très probables. Erkel-Rousse & Mélitz (1995) obtiennent le même résultat dans un travail d'identification similaire de cinq chocs structurels dans six pays différents. Or les résultats des graphiques 1 indiquent clairement que des caractéristiques communes importantes marquent les expériences française et allemande.

Il est possible de retrouver les principales relations entre les évolutions allemande et française en observant les corrélations entre les impacts de chaque choc individuel sur les variables macro-économiques clé — production, inflation et balance courante — dans ces deux pays. Les résultats de cette approche sont présentés dans le TABLEAU 3. Les chiffres obtenus sont alors substantiellement plus importants que pour les corrélations entre les chocs eux-mêmes. Ainsi, les effets des deux chocs de demande sur les trois variables sont fortement corrélés, la corrélation est positive dans le cas des deux productions et inflations, et négative

TABLEAU 2

Corrélations des chocs structurels entre pays						
En %, 1977.I-1990.IV						
Allemagne	Choc d'offre agrégée	Choc d'offre de monnaie	Choc de demande nationale	Choc d'offre de monnaie étrangère	Choc d'offre de demande relative	Choc de vitesse relative de la monnaie
France						
Choc d'offre agrégée	31,8	-21,4	1,8	-28,0	15,3	14,4
Choc d'offre de monnaie	23,7	-25,3	42,7	34,7	7,8	-3,5
Choc de demande nationale	11,4	24,6	-13,4	35,9	13,4	28,3
Choc d'offre de monnaie étrangère	-19,1	-11,2	0,4	18,0	-15,8	-7,1
Choc de demande relative	20,1	-0,4	-4,3	-39,2	-18,4	-8,8
Choc de vitesse relative de la monnaie	-0,7	1,1	-5,4	-21,0	38,9	-19,6

TABLEAU 3

**Corrélations inter-pays des composantes de chocs de la production,
de l'inflation et du solde courant/PIB**

En %, 1977.I-1990.IV, données trimestrielles

Allemagne	Choc d'offre agrégée	Choc d'offre de monnaie	Choc de demande nationale	Choc d'offre de monnaie étrangère	Choc d'offre de demande relative	Choc de vitesse relative de la monnaie
France						
Production						
Choc d'offre agrégée	59,8	62,3	51,7	-5,9	46,0	-0,9
Choc d'offre de monnaie	1,5	12,5	-23,2	-30,9	14,0	17,4
Choc de demande nationale	30,2	20,2	-3,0	3,2	27,5	12,5
Choc d'offre de monnaie étrangère	-23,7	-30,5	54,3	6,7	-5,2	-36,8
Choc de demande relative	43,7	80,8	2,4	-21,0	51,6	17,4
Choc de vitesse relative de la monnaie	-48,1	-36,4	2,7	13,3	-30,2	-46,0
Inflation						
Choc d'offre agrégée	36,4	44,4	13,9	7,1	12,9	25,3
Choc d'offre de monnaie	9,3	-4,4	-37,0	-11,9	-1,8	17,8
Choc de demande nationale	-2,8	27,4	-0,5	6,7	24,0	0,6
Choc d'offre de monnaie étrangère	13,2	-12,6	-1,8	-11,1	1,7	-4,4
Choc de demande relative	5,2	67,3	30,1	19,0	39,5	33,4
Choc de vitesse relative de la monnaie	13,4	8,4	21,8	-18,1	7,9	9,1
Solde courant/PIB						
Choc d'offre agrégée	-20,5	-14,8	34,6	30,1	16,6	18,3
Choc d'offre de monnaie	-18,8	-24,3	23,0	17,0	17,0	29,3
Choc de demande nationale	-16,0	22,5	-15,9	-24,0	1,7	1,0
Choc d'offre de monnaie étrangère	2,6	-5,2	-3,5	-10,1	-11,4	-25,9
Choc de demande relative	44,6	38,0	29,1	29,1	-65,5	20,1
Choc de vitesse relative de la monnaie	-29,6	8,8	-43,1	-15,0	22,4	-29,6

dans le cas des deux soldes courants. Les chocs de vitesse de circulation relative conduisent apparemment la production et la balance courante à évoluer dans des directions fortement divergentes en France et en Allemagne. Enfin, les chocs d'offre conduisent à une corrélation forte et positive des productions française et allemande, le coefficient s'établissant à 0,60 (contre seulement 0,32 pour la corrélation entre les chocs eux-mêmes). Cette similarité considérable entre les mouvements des composantes de la production attribuables aux chocs d'offre est la conséquence directe de la similarité des réponses de la production française et allemande aux chocs d'offre : l'analyse *supra* a montré que leur coefficient de corrélation s'élevait à 0,98. Ainsi, les relations les plus fortes entre les performances macro-économiques des deux pays, qui disparaissent lorsque l'on n'observe que les corrélations entre chocs structurels, réapparaissent clairement dès lors que les réponses aux chocs des deux économies sont prises en compte, et que l'on centre l'attention sur la décomposition des variables macro-économiques en termes de réponses aux chocs structurels.

Une politique monétaire commune

Cette étude, comme d'autres travaux, cherche à comparer des chocs et des réponses aux chocs entre des pays afin d'en tirer des conclusions sur les coûts et avantages d'une union monétaire. Mais pour des raisons particulières soulevées précédemment, la méthode choisie ici consiste à étudier l'impact d'une politique monétaire commune. Celle-ci est en effet l'une des caractéristiques d'une union monétaire, et l'expérience d'une telle politique dans des pays à monnaies différentes devrait apporter des indications sur le fonctionnement d'une politique semblable avec monnaie unique.

Une politique monétaire commune éliminera le choc ε_i^{m*} lié aux écarts de politique monétaire attribuables à l'autre pays. Les chocs ε_i^m deviennent aussi identiques dans les deux pays. Cela devrait être également vrai pour les éléments prévisibles de la politique monétaire. Mais ce dernier aspect ne peut cependant pas être maîtrisé : ainsi que l'indique la note 5, l'analyse en termes des VAR suppose que la structure paramétrique reste inchangée. Seul l'impact des surprises monétaires, dans le contexte d'une structure paramétrique donnée, peut par conséquent être étudié. Sous cette acception, très importante quoique limitée, trois cas de politiques monétaires communes seront analysés : (1) dominance allemande ; (2) dominance française ; (3) influence égale des deux pays sur la politique monétaire.

Soit les chocs monétaires dans les estimations précédentes (le compte central) notés dorénavant $\varepsilon_{i,GER}^m$, et $\varepsilon_{i,FR}^m$, ε_i^m devenant alors les chocs communs. Les trois politiques étudiées sont :

- (1) $\varepsilon_i^m = \varepsilon_{i,GER}^m$;
- (2) $\varepsilon_i^m = \varepsilon_{i,FR}^m$;
- (3) $\varepsilon_i^m = (\varepsilon_{i,GER}^m + \varepsilon_{i,FR}^m)/2$.

Dans l'exemple (1), avec dominance allemande, le seul changement en Allemagne est $\varepsilon_i^{m*} = 0$, et l'analyse porte naturellement sur la France ; dans l'exemple (2), avec dominance française, l'attention se reporte similairement sur l'Allemagne.

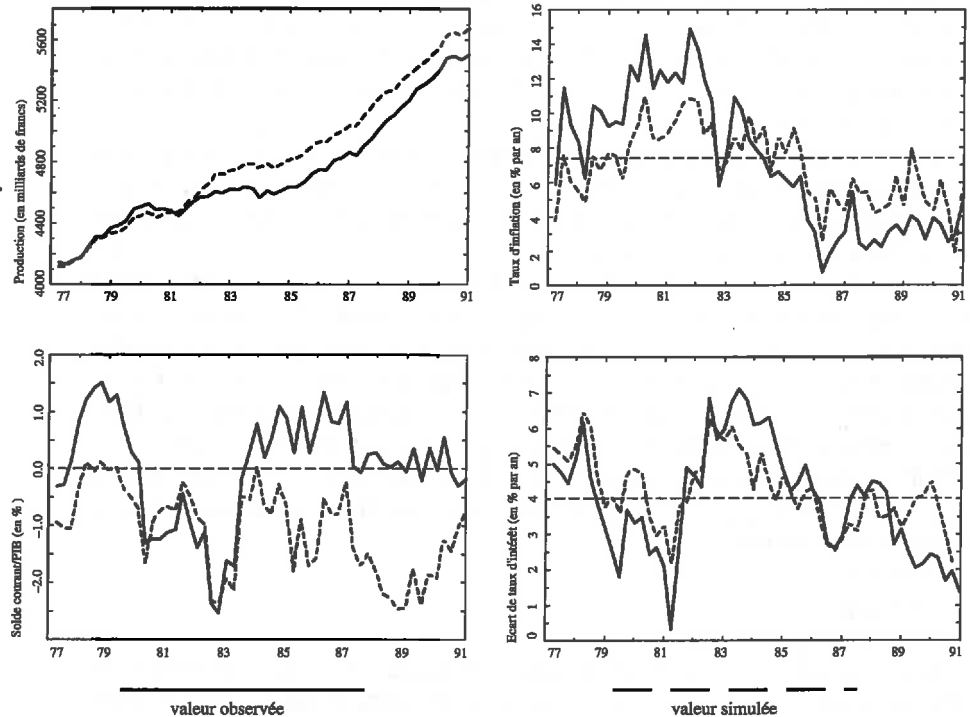
Le GRAPHIQUE 4 indique que, avec une dominance allemande sur la politique monétaire française ($\varepsilon_t^m = \varepsilon_t^{m,GER}$), le niveau de production français aurait été plus élevé dans la période postérieure à 1980, principalement car la forte récession de 1980/1981 aurait été évitée. L'inflation française aurait été, pour sa plus grande part, contenue entre 1977 et 1983, mais elle aurait été supérieure dans la dernière partie de la période. D'une manière générale, la dominance allemande aurait substantiellement réduit la variabilité de la croissance comme de l'inflation, tandis que les déficits courants auraient été plus élevés, mais moins variables. L'impact important d'une dominance allemande sur les performances macro-économiques de la France s'explique par la combinaison de deux éléments : d'une part, l'ampleur nettement plus faible des chocs d'offre de monnaie allemands, comparés aux chocs français ; d'autre part, la contribution significative des chocs monétaires français sur la production, l'inflation et la balance courante nationale. L'élimination des chocs ε_t^m a peu d'influence sur les résultats, sauf éventuellement en connexion avec les écarts de taux d'intérêt ($i-i^*$) en tant que tels.

Des hypothèses sur les préférences françaises en matière de politique économique permettent de suggérer quelques conclusions en termes de bien-être. Le

GRAPHIQUE 4

Variables économiques observées et simulées en dominance allemande en matière de politique monétaire

Données trimestrielles françaises, 1977.I-1990.IV



Note : La production est exprimée en francs constants de 1985.

TABLEAU 4 présente les évolutions des variables macro-économiques du pays. Il fait apparaître que seul un attachement marqué en faveur du solde courant, par rapport à la production et à l'inflation, pourrait conduire ce pays à ne pas préférer les résultats liés à une dominance allemande. Mais ce type de préférences semble peu plausible. Non seulement la France attache une forte importance à la production, mais le basculement vers la politique du « franc fort » en 1985-1986 interdit de penser que l'inflation importe peu aux yeux des Français.

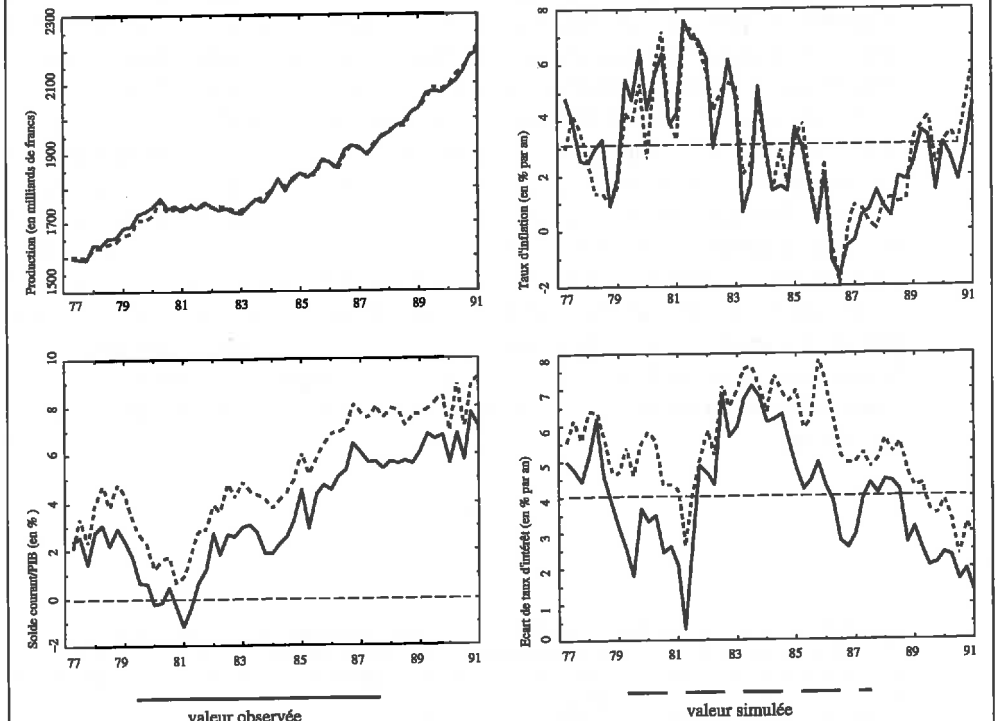
Une question distincte se pose alors : comment expliquer les bénéfices que tire la France des choix de politique économique d'un autre pays ? La réponse privilégiée dans cet article s'appuie sur une adhésion à un modèle erroné : la politique monétaire facile des années soixante-dix (qui n'avait été qu'atténuée sous le gouvernement de R. Barre en 1976-1981, puis renforcée dans les premières années de la présidence de F. Mitterrand, entre 1981 et 1983) était simplement une erreur de politique économique. La France aurait gagné à ce que le passage à une politique monétaire de « franc fort » de type allemand se soit produit plus tôt.

L'analyse symétrique, de dominance française sur l'Allemagne, est présentée dans le GRAPHIQUE 5. L'évolution de la production et de l'inflation n'aurait quasi-

GRAPHIQUE 5

Variables économiques observées et simulées en dominance française en matière de politique monétaire

Données trimestrielles allemandes, 1977.I-1990.IV



Note : Note : La production est exprimée en marks constants de 1985.

ment pas varié, et les surplus courants auraient été supérieurs. Le TABLEAU 4 précise l'ampleur des effets en cause. La faiblesse des changements, en dépit de l'importance bien supérieure des chocs, s'explique par la modération, mentionnée plus haut de l'influence des chocs monétaires dans ce pays. Cependant, malgré cette modération, on peut supposer que la dominance française aurait été considérée comme défavorable aux yeux des Allemands, essentiellement en raison de l'augmentation des excédents courants. Il est vrai que les excédents courants allemands records enregistrés durant presque toute la période n'ont créé aucune insatisfaction évidente, alors que de petits incidents de déficits courants ont soulevé des inquiétudes. Cependant, compte tenu du niveau élevé des excédents courants de l'Allemagne sur la période, le supplément substantiel d'excédent provoqué par la dominance française peut difficilement être considéré comme un avantage. Il paraît donc possible de conclure que l'Allemagne aurait perdu à se trouver sous le contrôle monétaire de la France, même si les résultats indiquent que les effets sur le bien-être allemand auraient été relativement faibles.

Le TABLEAU 4 résume également ce qui aurait eu lieu dans le cas probablement plus réaliste d'une politique monétaire commune. Les résultats pour l'Allemagne sont fondamentalement inchangés. Il est intéressant de noter que, pour la France, une politique monétaire conjointe ne produit pas de résultats plus mauvais que dans le cas de la dominance allemande ; l'effet paraît même légèrement meilleur. La croissance de la production est un peu plus faible, mais celle de l'inflation l'est également. Ainsi, si l'on suppose que la France se préoccupe de l'inflation, la politique jointe semble supérieure à la dominance allemande¹³ : la participation allemande au processus de décision monétaire améliore par conséquent toujours la situation du pays, mais dans une certaine limite. Ce résultat reste valable même si, pour estimer le modèle, l'inflation suit un processus $I(1)$ au lieu de $I(0)$ ¹⁴.

La question de l'union monétaire impose d'observer également les écarts de taux d'intérêt $i - i^*$, dans les GRAPHIQUES 4 et 5. Si une politique monétaire uniforme tend à promouvoir l'intégration monétaire, les écarts de niveau ou de variance des taux d'intérêt nominaux devraient se réduire. Or il apparaît bien que la variance des écarts de taux d'intérêt diminue, et ceci dans tous les cas de politique monétaire commune, quelle que soit l'influence relative de la France et de l'Allemagne. Historiquement, l'écart de taux d'intérêt a un écart-type de 1,6 % par an. Cependant, cette variabilité est réduite de 40 % sous dominance allemande, mais seulement de 17 % sous dominance française. Le scénario de dominance allemande conduit donc à une intégration monétaire plus importante que le cas inverse.

13. La présence surprenante d'une inflation plus faible en France si celle-ci avait pris une part aussi importante que l'Allemagne au processus de décision doit beaucoup au fait que, quoique plus inflationniste d'une manière générale, la politique monétaire française était moins inflationniste que la politique allemande, du moins dans le contexte national, vers la fin des années quatre-vingt (voir le graphique 4).

14. Pour ce qui concerne le tableau 4, les chiffres révisés sont 0,16, -0,18 et -0,89 au lieu de 0,22, -0,20 et -1,10 (dominance allemande) et 0,13, -0,68 et -0,93 au lieu de 0,17, -0,82 et 1,03 (politique monétaire jointe). Aucune des conclusions n'est par ailleurs, affectée par ce changement de spécification.

TABLEAU 4

Variations de la moyenne et de l'écart-type* des performances économiques selon différents scénarios

En %, 1977.I-1990.IV

	FRANCE		ALLEMAGNE	
	Dominance allemande	Politique conjointe	Dominance française	Politique conjointe
<i>Variables de politique économique</i>	moyennes		moyennes	
Croissance de la production (% moyen par an)	0,22(2,38)	0,17(2,38)	0,07(2,60)	0,03(2,60)
Inflation (% moyen par an)	-0,20(7,34)	-0,82(7,34)	0,07(3,11)	-0,08(3,11)
Solde courant/PIB (% moyen par an)	-1,10(0,03)	-1,03(0,03)	1,68(3,50)	1,67(3,50)
	Ecart-type		Ecart-type	
Croissance de la production (% moyen par an)	-0,46(2,70)	-0,44(2,70)	-0,11(4,23)	-0,20(4,23)
Inflation (% moyen par an)	-1,76(3,92)	-1,61(3,92)	-0,07(2,16)	-0,12(2,16)
Solde courant/ PIB (% moyen par an)	-0,33(0,95)	-0,36(0,95)	0,04(2,31)	0,04(2,31)

* Les chiffres indiquent la variation des moyennes et des écarts-types selon différents scénarios de politique monétaire par rapport à leurs valeurs observées. Les chiffres entre parenthèses indiquent la valeur observée des variables de politique en termes de moyenne ou d'écart-type.

Conclusions

Cet article prend comme point de départ l'idée communément admise que les implications en termes de bien-être d'une perte d'indépendance en union monétaire dépendent lourdement des chocs survenus dans l'environnement. Mais il dévie de la ligne adoptée par de nombreux auteurs en observant que ces implications ne peuvent être inférées, ou même vaguement approximées, à partir des différences entre les chocs ou les réponses aux chocs dans les différents pays. Nous proposons au contraire d'examiner l'impact d'une politique monétaire commune entre les deux pays étudiés, la France et l'Allemagne. Ces deux nations étant fortement interdépendantes, par le biais des échanges de tous types — marchandises, services, capitaux et titres —, nous adoptons un modèle VAR structurel incluant le solde courant, le taux de change réel et les écarts de taux d'intérêt.

La politique monétaire commune simulée ici n'est pas bien sûr identifiable à une union monétaire complète, mais elle contient un élément important de ce type d'union — le seul d'ailleurs que le reste de la littérature tente de traiter en analysant les chocs et les réponses aux chocs. En outre, les résultats font apparaître que les politiques monétaires communes tendent à favoriser l'intégration monétaire en rapprochant les taux d'intérêt.

Le résultat le plus important est que la France ne souffrirait pas, mais gagne-

rait même, à ce que l'Allemagne participe aux décisions de politique monétaire, tandis que l'Allemagne perdrait à une participation similaire de la France au processus de décision. Un partage égal de l'influence monétaire, plutôt qu'une dominance complète d'un pays ou de l'autre, ne modifie pas énormément le résultat général.

J. M., A. A. W.

ANNEXE

PROPRIÉTÉS DE RACINE UNITAIRE DES DONNÉES

La méthode employée dépend de manière critique de l'ordre d'intégration relatif des données, dont cette annexe analyse les propriétés de racine unitaire. Les TABLEAUX A1 et A2 présentent trois types de tests de racine unitaire :

- la statistique t de Dickey-Fuller (1981) augmentée (ADF) pour les données centrées $t^*(z)$ et dont le trend a été retiré $t'(z)$;
- les intervalles de confiance à 95 % de Stock (1991) pour la racine unitaire la plus importante (ρ), ainsi que l'estimation de la racine actuelle des séries $\hat{\beta}$;
- trois statistiques t de Phillips-Perron ($Z(t_\beta)$, $Z(t_{\rho^*})$ et $Z(t_\beta)$).

La principale différence entre les tests ADF et Phillips-Perron est que les test $t^*(z)$ et $t'(z)$ ADF ajustent les autocorrélations des différences premières des données de manière paramétrique, en incluant de façon optionnelle j des retards des données différenciées comme régresseurs :

$$\Delta z_t = \mu + (\alpha - 1)z_{t-1} + \gamma_i \sum_{i=1}^j \Delta z_{t-i} + u_t, \quad t^*(z) \text{ pour } H_0 : \alpha = 1, \quad (A1)$$

$$\Delta z_t = \mu + (\alpha - 1)z_{t-1} + \beta t + \gamma_i \sum_{i=1}^j \Delta z_{t-i} + u_t, \quad t'(z) \text{ pour } H_0 : \alpha = 1, \quad (A2)$$

tandis que les trois tests Phillips-Perron :

$$\Delta z_t = (\hat{\alpha} - 1)z_{t-1} + \hat{u}_t, \quad Z(t_\beta) \text{ pour } H_0 : \hat{\alpha} = 1, \quad (A3)$$

$$\Delta z_t = \mu^* + (\alpha^* - 1)z_{t-1} + u_t^*, \quad Z(t_{\rho^*}) \text{ pour } H_0 : \alpha^* = 1, \quad (A4)$$

$$\Delta z_t = \tilde{\mu} + (\tilde{\alpha} - 1)z_{t-1} + \tilde{\beta}(t - T/2) + \tilde{u}_t, \quad Z(t_\beta) \text{ pour } H_0 : \tilde{\alpha} = 1, \quad (A5)$$

sont fondés sur un ajustement non paramétrique pour ce type d'autocorrélation. Les tests Phillips-Perron présentés ici sont fondés sur l'estimateur de Newey et West (1987), qui donne une estimation robuste de la variance en présence de données dépendantes et hétérogènement distribuées, en préfiltrant les résidus u_t de la régression :

$$\Delta z_t = \mu + \beta(t - T/2) + u_t, \quad (A6)$$

(sous la contrainte $\mu = 0$ et $\beta = 0$ pour (A3) et $\beta = 0$ pour (A4)) ; avec une fenêtre de retards triangulaire, dont les pondérations pour les retards i ($i = (1, \dots, j)$), sont données par $\omega(i, j) = 1 - [i/(j + 1)]$. Le choix des statistiques de test parmi ($Z(t_\beta)$, $Z(t_{\rho^*})$ et $Z(t_\beta)$) est fait sur la base des « tests t » de Phillips-Perron ($Z(t_{\rho^*})$, $Z(t_{\rho^*})$ et $Z(t_\beta)$) concernant la signification des dérives et tendances déterministes dans les équations (A4) et (A5) respectivement.

La spécification du degré de différenciation temporelle, de la dérive et de la tendance des variables endogènes varie un peu entre la France et l'Allemagne, ainsi que le montre la dernière colonne des TABLEAUX A1 et A2. Dans la mesure où ce sont les propriétés de long terme des don-

nées qui sont analysées, c'est la période la plus longue pour laquelle toutes les séries temporelles étaient disponibles qui est choisie pour mener l'analyse de racine unitaire. Les résultats indiquent que la production (y_t) dans les deux pays est intégrée d'ordre 1, avec une dérive $I(1) + d$. L'inflation des prix à la consommation (Δp_t) en Allemagne semble être un processus $I(0)$, avec tendance selon les tests Phillips-Perron et ceux de Stock. Cependant, les statistiques ne sont que faiblement significatives pour l'inflation française, qui semble davantage suivre un processus $I(1)$. Galí, confronté au même problème, avait choisi de traiter l'inflation comme un processus $I(0)$. Le travail présenté ici reposant sur l'estimation d'une spécification identique du modèle pour les deux pays, le choix de Galí a été suivi : l'inflation a été traitée comme un processus $I(0)$ dans les deux pays ; cependant, les principaux résultats pour la France, avec une spécification $I(1)$, sont également présentés.

Les taux d'intérêt nominaux à court terme i_t posent des problèmes similaires : ils apparaissent $I(1)$ en France, et $I(0) + d$ en Allemagne. Il n'est donc pas surprenant que l'écart de taux d'intérêt ($i_t - i_t^*$) apparaisse $I(1)$. De plus, compte-tenu des propriétés des données de prix à la consommation, les taux d'intérêt réels ($r_t = i_t - \Delta p_t$) se révèlent $I(0)$, avec tendance pour l'Allemagne. Afin de tester une éventuelle cointégration en France, il a fallu estimer si une combinaison linéaire des taux d'inflation et des taux d'intérêt français suivait un processus $I(0)$. Il apparaît en effet que les taux d'intérêt réels français sont mieux décrits par un processus $I(0)$. Enfin, le rapport solde courant/PIB (χ_t) et les taux de change réels effectifs ($e_t + p_t^* - p_t$) apparaissent $I(1)$ en France comme en Allemagne.

INTERVALLES DE CONFIANCE POUR LES FONCTIONS DE RÉPONSE AUX IMPULSIONS

Bien qu'il soit habituel de présenter des estimations ponctuelles, une interprétation convenable des réponses dynamiques des variables endogènes aux différents chocs est impossible sans que des écart-types ne soient attachés à ces estimations ponctuelles. On peut calculer les écart-types pour ces statistiques de deux manières. L'une repose sur les critères asymptotiques suggérés par Lütkepohl (1991). L'autre consiste à les construire numériquement, en utilisant une approche de Monte Carlo. C'est cette seconde approche qui est suivie ici : les moments premiers et seconds des statistiques sont calculés par tirages directs sur la distribution postérieure des coefficients VAR.

Galí et Canova & Di Nicoló (1995) ont utilisé cette méthode de Monte Carlo : les tirages aléatoires sont conditionnés à la fois par la distribution postérieure des coefficients VAR et par les estimations de la matrice juste identifiée S . On peut écrire le VAR comme

$$y_t = (I \otimes x_t) \beta + \varepsilon_t \quad (A7)$$

où \otimes est le produit de Kronecker, x_t le vecteur de y_{it} retardé ($i = 1, 2, \dots, m$), β un vecteur contenant la version empilée des matrices $A(L)$ et $A(L0)$, et ε_t est identiquement et indépendamment distribuée avec la distribution $N(0, \Sigma)$. Notons b et Z les estimations MCO de β et de Σ . Si la distribution antérieure de b est $f(b, \Sigma) \propto |\Sigma|^{-L(n+1)/2}$, la distribution postérieure de β , conditionnelle sur Σ , est normale, avec une moyenne b et une matrice de covariance $\Sigma \otimes (x'x)^{-1}$, et la distribution de Σ^{-1} suit une distribution de Wishart $(TZ)^{-1}, T$, où T est la taille de l'échantillon. Les moments premiers et seconds peuvent être calculés en tirant β et Σ , Q fois de la distribution ci-dessus, en inversant le VAR, et, en fonction de la matrice S juste identifiée, en calculant les réponses moyennes aux impulsions et les intervalles de confiance ; cette dernière opération s'effectue en faisant une moyenne appropriée sur les résultats des tirages aléatoires. Les simulations se font avec $Q = 100$, les répétitions supplémentaires ne produisant pas de changements visibles dans les intervalles de confiance calculés.

TABLEAU A1

Statistiques des tests de racine unitaire pour les variables macro-économiques fondamentales en Allemagne

Variable	Symbole/Période	Tests de Dickey-Fuller augmentés, données "detrended"			Tests de Dickey-Fuller augmentés, données "centrées"			Tests de Phillips-Perron			Décision	
		t ^(z)	Niveau de significativité	Intervalle de Stock pour p	t ^(z)	Niveau de significativité	Intervalle de Stock pour p	Z(t ₀)	Z(t ₀)	Z(t _α)		
Production	Y 64:1-90:4	-2,40	-	0,93	-1,07	-	0,99	(0,94,1,04)	5,81	-1,61	-2,32	I(1)+const.
	Δ Y	-4,18	(***)	0,10	-4,14	(-)	0,16	(- , -0,86)	-9,26(****)	-11,5 [*] (**)	-11,7 [*] (***)	
Taux d'inflation	Δ P 62:1-90:4	-1,96	(-)	0,82	-1,89	(-)	0,83	(0,89,1,03)	-3,43(****)	-7,20(****)	-7,28***	I(0)+trend
	Δ ² P	-5,47	(***)	-1,35	-5,49	(-)	-1,34	(- , -0,71)	-17,0 [*] (**)	-17,0 [*] (****)	-17,1 [*] (****)	
Taux d'intérêt nominal	i 62:1-90:4	-4,36	(***)	0,83	-4,24	(-)	0,84	(- , -0,86)	-0,77	-2,88**	-2,94	I(0)+const.
	Δ i	-5,04	(***)	0,27	-5,07	(-)	0,27	(- , -0,76)	-7,90(****)	-7,91 [*] (**)	-7,91 [*] (****)	
Taux d'intérêt réel	i-Δp 62:1-90:4	-4,02	(***)	0,49	-3,47	(-)	0,60	(0,68,0,93)	-4,42(****)	-7,31 [*] (**)	-7,81***	I(0)+trend
	Δ (i-Δp)	-4,99	(***)	-0,76	-5,01	(-)	-0,76	(- , -0,75)	-15,5 [*] (**)	-15,5 [*] (**)	-15,5 [*] (****)	
Ecart de taux d'intérêt	i-i* 72:1-90:4	-1,97	(-)	0,87	-2,38	(-)	0,86	(0,74,1,04)	-1,24	-2,61*	-2,33	I(1)
	Δ (i-i*)	-5,91	(***)	-0,52	-5,62	(-)	-0,42	(- , -0,47)	-7,24(****)	-7,24***	-7,34(****)	
Solde courant	X 67:1-90:4	-2,11	(-)	0,87	-2,30	(-)	0,87	(0,81,1,03)	-0,89(****)	-2,53	-2,48	I(1)
	Δ X	-4,83	(***)	-0,23	-4,89	(-)	-0,24	(- , -0,74)	-14,7 [*] (**)	-14,7 [*] **	-14,8 [*] (***)	
Taux de change réel	p-e-p* 77:1-90:4	-2,41	(-)	0,90	-0,59	(-)	0,99	(0,95,1,10)	1,66	-0,22	-1,42	I(1)
	Δ (p-e-p*)	-2,96	(-)	0,39	-2,91	(-)	0,41	(0,44,1,02)	-6,05***	-6,43(****)	-6,50(****)	

t^(z) dans la colonne 3 et t^(z) dans la colonne 7 sont les tests de Dickey-Fuller augmentés pour les données centrées et dont la tendance a été enlevée respectivement. Leurs niveaux de confiance sont pris dans le tableau 8.5.2. de Fuller (1976), p. 373. Le rejet de l'hypothèse nulle de racine unitaire au niveau de confiance de 1 % est marqué avec un ***, de 5 % avec un **, et de 10 % avec un *. Les niveaux de confiance entre parenthèses indiquent que le coefficient correspondant de la tendance déterministe dans la colonne 3 (dérive dans la colonne 7) n'était pas significativement différent de zéro au seuil de confiance de 5 %. Les intervalles de confiance de 95 % de Stock (1991) pour la racine unitaire la plus élevée p ont été calculés à partir des statistiques de ADF en utilisant les tableaux de Stock A1 et A2, et la procédure décrite dans l'annexe B de son article...

TABLEAU A2

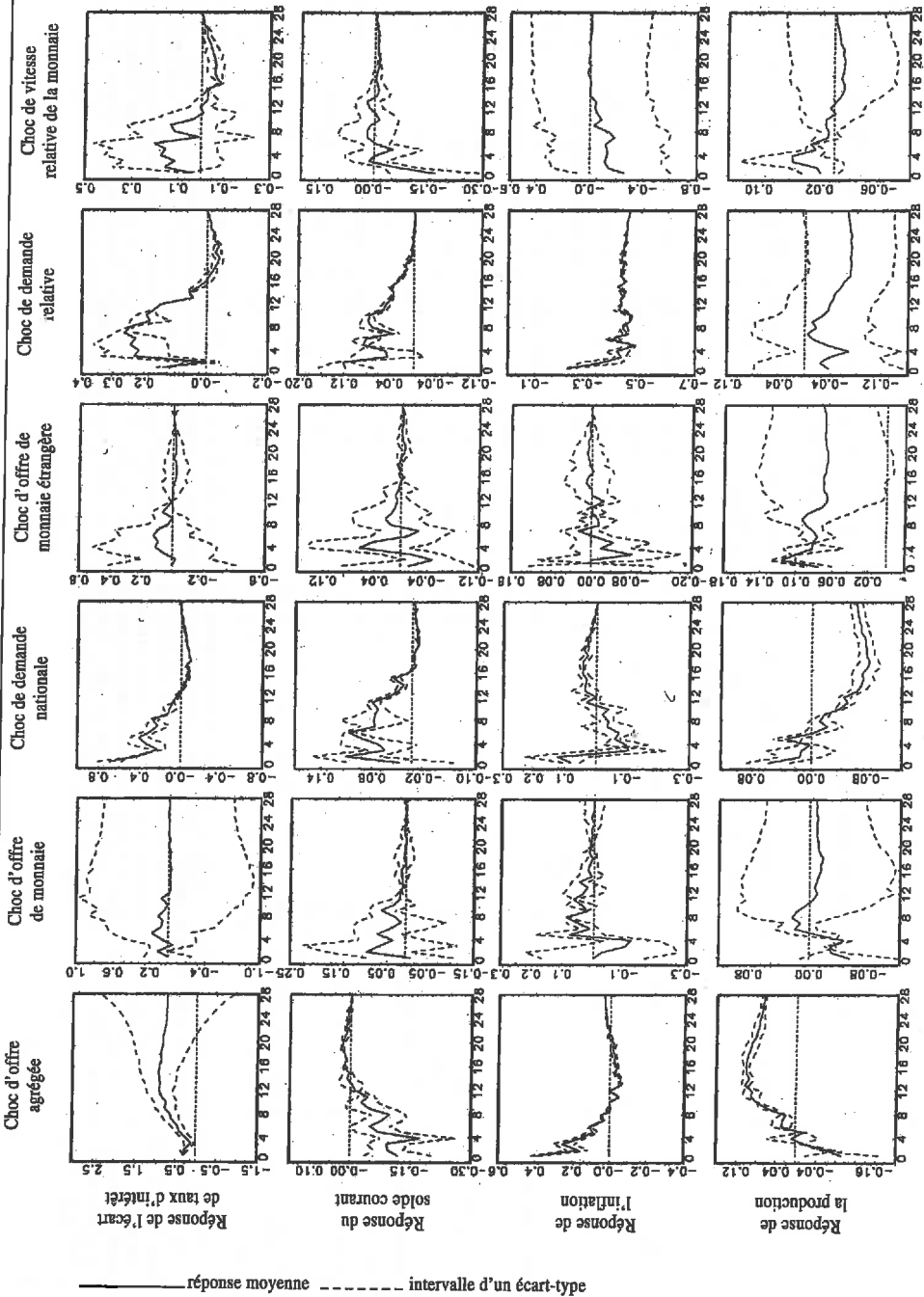
Variable	Symbole/Période	Test de Dickey-Fuller augmenté, données "detrended"			Test de Dickey-Fuller augmenté, données "centrées"			Tests de Phillips-Perron			
		t'(z)	Niveau de significativité	Intervalle de Stock pour p	t'(z)	Niveau de significativité	Intervalle de Stock pour p	Z(t ₀)	Z(t ₀)	Z(t ₀)	Décision
Production	y 72:1-90:4	-2,42	-	0,92 (-, -)	-1,32	-	0,99 (0,88,1,06)	5,81	-1,56	-2,50	I(1)+const.
	Δy	-3,04	(-)	0,42 (-, -)	-3,02	**	0,46 (0,58,1,01)	-4,76(***)	-7,11***	-7,24(***)	
Taux d'inflation	Δp 62:1-90:4	-1,36	(-)	0,92 (-, -)	-1,46	-	0,91 (0,92,1,04)	-1,42	-2,98(***)	-3,02***	I(0)+const.
	$\Delta^2 p$	-6,28	(***)	-1,04 (-, -)	-6,30	***	(-, -)	-16,1(***)	-16,2(***)	-16,2(***)	or I(1)
Taux d'intérêt nominal	i 72:1-90:4	-2,50	-	0,88 (-, -)	-2,60	*	0,88 (0,67,1,02)	-0,30	-2,49	-2,42	I(1)
	Δi	-4,92	(***)	0,07 (-, -)	-4,89	(***)	(-, -)	-5,45(***)	-5,45(***)	-5,48(***)	
Taux d'intérêt réel	$i-\Delta p$ 72:1-90:4	-2,95	-	0,56 (-, -)	-0,74	-	0,93 (0,94,1,07)	-1,79(***)	-2,63(*)	-5,80(***)	I(0)+trend
	$\Delta(i-\Delta p)$	-5,74	(***)	-1,71 (-, -)	-5,67	(***)	(-, -)	-14,2(***)	-14,4(***)	-14,5(***)	
Ecart de taux d'intérêt	$i-i^*$ 72:1-90:4	-1,97	(-)	0,87 (-, -)	-2,38	-	0,86 (0,74,1,04)	-1,24	-2,61*	-2,33	I(1)
	$\Delta(i-i^*)$	-5,91	(***)	-0,52 (-, -)	-5,62	**	(-, -)	-7,24(***)	-7,24(***)	-7,34(***)	
Solde courant	χ 75:1-90:4	-2,97	(-)	0,70 (-, -)	-2,95	*	0,71 (0,53,1,02)	-3,00(***)	-3,00*	-3,00	I(1)
	$\Delta \chi$	-5,98	(***)	-0,52 (-, -)	-6,05	***	(-, -)	-8,16(***)	-8,16(***)	-8,15(***)	
Taux de change réel	$p-e-p^*$ 77:1-90:4	-1,86	-	0,86 (-, -)	-0,72	(-)	0,97 (0,92,1,09)	-0,80	-0,96	-2,17	I(1)
	$\Delta(p-e-p^*)$	-2,87	(-)	0,19 (-, -)	-2,90	**	0,19 (0,44,1,02)	-7,00**	-7,07(***)	-7,08(***)	

... Outre les intervalles de confiance pour ρ , les racines estimées $\hat{\rho}$ sont présentées. Les trois tests de racine unitaire de Phillips-Perron présentés sont discutés dans Perron (1988). $Z(t_0)$ teste l'hypothèse nulle de racine unitaire contre une régression AR(1) sans constante ou tendance déterministe, tandis que $Z(t_0)$ inclut une constante et $Z(t_0)$ à la fois une constante et une tendance. Les estimations ont été obtenues en utilisant l'estimateur de Newey-West. Un rejet de l'hypothèse nulle de racine unitaire au niveau de confiance de 1 % est indiqué avec ***, au niveau de 5 % avec un **, et au niveau de 10 % avec un *. Les niveaux de confiance entre parenthèses indiquent que le test de Phillips-Perron $Z(t_0)$ avec une constante et $Z(t_0)$ avec une tendance n'était pas significatif au niveau de 5 %. Les valeurs critiques pour les tests de Phillips-Perron sont prises du tableau 8.5.2. de Fuller (1961), p. 371, et des tableaux I à III dans Dickey et Fuller (1981), p. 1062. Toutes les statistiques ADF sont fondées sur des régressions incluant six différences retardées des variables, et les estimateurs de Newey-West utilisent une fenêtre de retard d'ordre 6.

GRAPHIQUE A1

Réponses aux impulsions et intervalles d'un écart-type pour l'Allemagne

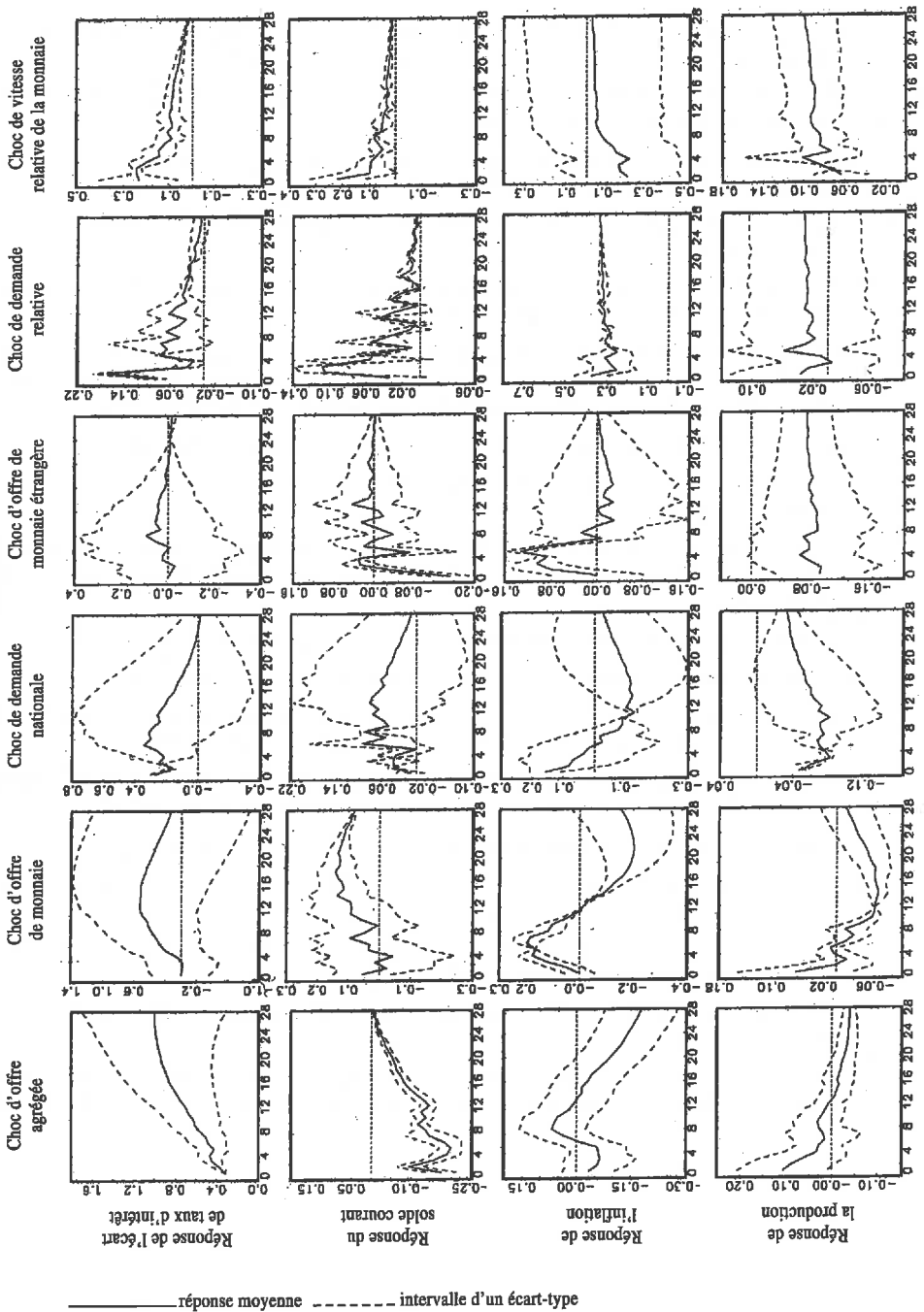
Données trimestrielles, 1977.I-1990.IV



GRAPHIQUE A2

Réponses aux impulsions et intervalles d'un écart-type pour la France

Données trimestrielles, 1977.I-1990.IV



RÉFÉRENCES

- Bayoumi T. & B. Eichengreen (1992), « Shoking Aspects of European Monetary Unification », CEPR *Discussion Paper* n° 643, CEPR, Londres.
- Bini-Smaghi L. & S. Vori (1993), « Rating the EC as an Optimal Currency Area », Banca d'Italia, *Temi di discussione*, n° 187, Rome.
- Blanchard O. J. & D. Quah (1989), « The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances », *American Economic Review*, 79, pp. 655-673.
- Canova F. & G. D. De Nicoló (1995), *Stock Returns, Term Structure, Inflation and Real Activity : An International Perspective*, mimeo, octobre.
- Cohen D. & C. Wyplosz (1989), « The European Monetary Union : An Agnostic Evaluation », CEPR *Discussion Paper* n° 306, CEPR, Londres.
- Commission of the European Communities (1990), « One Market, One Money », *European Economy*, no. 44, octobre.
- Dickey D. D. & W. A. Fuller (1981), « Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root », *Econometrica*, 49, pp. 1057-1072.
- Erkel-Rousse H. & J. Mélitz (1995), « New Empirical Evidence on the Costs of European Monetary Union », CEPR *Working Paper* n° 1169 ; à paraître dans S. Eijffinger & H. Huizinga, eds., *Positive Political Economy : Theory and Evidence*, Cambridge University Press, 1996.
- Fuller W. A. (1976), *Introduction to Statistical Time Series*, New York : John Wiley & Sons.
- Galf, J. (1992), « How Well Does the IS-LM Model Fit Postwar U.S. Data ? », *Quarterly Journal of Economics*, 107, pp. 709-738.
- Helg R., P. Manasse, T. Monacelli & R. Rovelli (1994), « How Much (A)symmetry in Europe ? Evidence from Industrial Sectors », IGIER (Università Luigi Bocconi) *Working Paper* n° 70, Milan.
- Lütkepohl H. (1991), *Introduction to Multiple Time Series Analysis*, Springer Verlag, Heidelberg.
- McKinnon R. (1963), « Optimum Currency Areas », *American Economic Review*, 53, pp. 717-725.
- Newey W. K. & K. D. West (1987), « A Simple Positive Definite Heteroscedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix », *Econometrica*, 55, pp.703-708.
- Perron P. (1988), « Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series : Further Evidence from a New Approach », *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, pp. 297-332.
- Phillips P. C. B. (1987), « Time Series Regression with a Unit Root », *Econometrica*, 55, pp. 277-301.
- Phillips P. C. B. & P. Perron (1988), « Testing for a Unit Root in Time Series Regression », *Biometrika*, 75, pp. 335-346.
- Stock J. H. (1991), « Confidence Intervals for the Largest Unit Root in U.S. Macroeconomic Time Series », *Journal of Monetary Economics*, 28, pp. 435-459.
- Weber A. A. (1990), « EMU and Asymmetries and Adjustment Problems in the EMS : Some Empirical Evidence », CEPR *Discussion Paper* n° 448, CEPR, Londres.
- Weber A. A. (1995), « Testing Long-Run Neutrality : Empirical Evidence for the G-7 Countries with Special Emphasis on Germany », *Carnegie Rochester Conference Series on Public Policy*, 41, pp. 67-117.