



HAL
open science

Chocs des termes de l'échange et fluctuations du compte courant : Le Cas d'un pays membre de l'UEM

Zoufikar Mehoumoud Issop

► **To cite this version:**

Zoufikar Mehoumoud Issop. Chocs des termes de l'échange et fluctuations du compte courant : Le Cas d'un pays membre de l'UEM. *Economie et Prévision*, 2007, 4 (180-181), pp.201-219. hal-01618591

HAL Id: hal-01618591

<https://hal.univ-reunion.fr/hal-01618591v1>

Submitted on 18 Oct 2017

HAL is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.

CHOC DES TERMES DE L'ÉCHANGE ET FLUCTUATIONS DU COMPTE COURANT : LE CAS D'UN PAYS MEMBRE DE L'UE

Zoulfikar Mehoumoud Issop

La Documentation française | « [Economie & prévision](#) »

2007/4 n° 180-181 | pages 201 à 219

ISSN 0249-4744

Article disponible en ligne à l'adresse :

<https://www.cairn.info/revue-economie-et-prevision-2007-4-page-201.htm>

Pour citer cet article :

Zoulfikar Mehoumoud Issop, « Chocs des termes de l'échange et fluctuations du compte courant : le cas d'un pays membre de l'UE », *Economie & prévision* 2007/4 (n° 180-181), p. 201-219.

Distribution électronique Cairn.info pour La Documentation française.

© La Documentation française. Tous droits réservés pour tous pays.

La reproduction ou représentation de cet article, notamment par photocopie, n'est autorisée que dans les limites des conditions générales d'utilisation du site ou, le cas échéant, des conditions générales de la licence souscrite par votre établissement. Toute autre reproduction ou représentation, en tout ou partie, sous quelque forme et de quelque manière que ce soit, est interdite sauf accord préalable et écrit de l'éditeur, en dehors des cas prévus par la législation en vigueur en France. Il est précisé que son stockage dans une base de données est également interdit.

Chocs des termes de l'échange et fluctuations du compte courant : le cas d'un pays membre de l'UEM

Zoufikar Mehoumoud Issop^(*)

Un des objectifs de la création de la monnaie unique européenne, au niveau macroéconomique, est de protéger les pays membres de l'Union économique et monétaire (UEM) des fluctuations économiques déstabilisantes consécutives aux chocs extérieurs. Or, la forte volatilité de l'euro depuis sa mise en circulation a fait resurgir la crainte de voir réapparaître des déséquilibres importants des échanges extérieurs des pays membres, néfastes pour leur croissance économique. En effet, en affectant le pouvoir d'achat et la structure des dépenses de consommation des agents, les chocs des termes de l'échange, c'est-à-dire, les modifications des prix relatifs des importations par rapport aux exportations, suite à des variations de l'euro sont susceptibles de ralentir la croissance économique essentiellement tirée par la demande.

L'objectif principal de cet article est d'évaluer, d'un point de vue théorique et empirique, la nature des ajustements externes à court-moyen terme dans un pays membre de l'Union économique monétaire, en l'occurrence la France, lors de chocs temporaires et non anticipés sur ses termes de l'échange. Plus précisément, l'article tente de comprendre les conséquences de la mise en place de l'Union économique et monétaire sur le sens et la taille des fluctuations des comptes courants en France consécutives à des modifications exogènes et temporaires des prix relatifs de ses importations.

Généralement, la littérature étudie la relation entre les termes de l'échange et le compte courant selon deux approches théoriques distinctes. D'un côté, les modèles de balance des paiements courants d'inspiration keynésienne (de type « Mundell-Fleming ») étudient l'impact des chocs extérieurs de prix relatifs sur les balances commerciales grâce à la mise en évidence des élasticités critiques qu'on appelle encore les conditions de « Marshall-Lerner ». Et d'un autre côté, la littérature plus récente utilise l'approche intertemporelle de la balance courante dans laquelle les décisions de consommation et d'épargne des agents proviennent des solutions d'un problème dynamique d'optimisation du choix de niveau de consommation sur plusieurs périodes (Obstfeld et Rogoff, 1996).

Le cadre théorique retenu dans cet article s'appuie sur une synthèse des approches en termes d'élasticités et des modèles intertemporels de la balance courante (à la suite des travaux de Dornbush, 1983 ; Ostry, 1988 ; Edwards, 1987 et 1989 ; Ostry et Reinhardt, 1992 ; Cashin et Mc Dermott, 1998 ; Obstfeld, 2001, 2002 ; Obstfeld et Rogoff, 1996 et 2000). Contrairement aux modèles macroéconomiques ouverts de type Mundell-Flemming, on se place d'emblée dans un cadre intertemporel, d'une économie membre de la zone euro, avec des fondements

(*) Ceresur (Centre de Recherche Economique et Sociale de l'Université de la Réunion). Une partie de ce travail a été réalisée dans le cadre de ma thèse à l'UMR 6585 Crereg (Centre de recherche Rennais en Économie et Gestion, qui est maintenant le Crem) de l'Université de Rennes 1.

Je tiens à remercier pour leurs conseils de recherches, commentaires et remarques Christophe Tavéra, Jean-Christophe Poutineau et Yves Croissant. Mes remerciements également aux rapporteurs anonymes de la revue pour leurs critiques constructives. Je reste, bien entendu, responsable des erreurs et/ou omissions restantes.
E-mail: zoufikar.mehoumoud-issop@univ-reunion.fr

microéconomiques. Ce cadre prend en compte la structure du commerce extérieur et des biens consommés localement dans le pays membre. En effet, l'originalité principale de l'approche adoptée dans cet article repose sur la prise en compte des possibilités de substitution de la demande d'importations d'un pays membre entre les biens importables du reste de l'Union et ceux issus du reste du monde. L'analyse théorique permet alors de dégager des conditions de type Marshall-Lerner élargies, d'une part, au cadre intertemporel et, d'autre part, au cadre de l'Union économique et monétaire. Ces conditions mettent en évidence les mécanismes de transmission des chocs temporaires des termes de l'échange sur les soldes courants à travers les effets de lissage (revenu) et de substitution (intertemporels et intratemporels) de la demande des agents. Ainsi, à la suite d'une dépréciation de l'euro provoquant une détérioration des termes de l'échange de l'économie française vis-à-vis des pays hors UEM, les effets de lissage intertemporels de la consommation tendent à dégrader le solde courant alors qu'au contraire les effets de report de la consommation vers les biens issus des pays de l'UEM et vers les biens domestiques contribuent à améliorer ce solde.

La simulation des conditions de Marshall Lerner élargies de la France selon qu'elle fait ou non partie de l'UEM nécessite une connaissance des valeurs des paramètres clés que sont les élasticités de substitution intertemporelles et intratemporelles. Ces élasticités sont estimées, en plusieurs étapes, à partir d'une estimation des conditions d'équilibre du programme du consommateur moyen en France. La stratégie empirique combine plusieurs méthodes d'estimation robustes (cointégration, méthode des moments généralisés) pour trouver les valeurs des paramètres structurels sur la période 1970-1999.

Les simulations des conditions de Marshall-Lerner élargies donnent deux enseignements majeurs. D'une part, l'introduction de l'euro a diminué l'impact de chocs des termes de l'échange extra-UEM sur le compte courant agrégé de l'économie française en le rendant moins sensible à des tels chocs. D'autre part, la dynamique des comptes extérieurs de l'économie française est mieux expliquée, sur la période récente, par des effets de lissage intertemporels (revenu) que par les effets de substitution de la consommation. La mise en place de l'UEM implique, en effet, une élimination des variations des termes de l'échange intra-UEM et une réduction de l'exposition externe de la France. La suppression du canal de transmission positif des chocs intra-UEM sur son solde extérieur provoque alors une diminution de la sensibilité du compte courant global et implique que les effets de lissage intertemporels sont plus forts que les effets de substitution de la demande de biens importables. Ainsi, une appréciation de l'euro pourrait entraîner des gains temporaires de pouvoir d'achat et une amélioration temporaire du compte courant de l'économie française. À l'inverse, une dépréciation de l'euro semble être défavorable à la demande globale et la croissance (à court terme) puisque les pertes de pouvoir d'achat sont relativement plus importantes que les gains résultant du report des dépenses de consommation.

Ces conclusions doivent, cependant, être nuancées dans la mesure où l'effet multiplicateur de la demande étrangère sur le revenu des biens échangeables (exportations notamment) n'a pas été incorporé ni dans l'analyse, ni dans les simulations réalisées. Puisque les effets revenus semblent être importants, les recherches en cours tentent de mieux les prendre en compte grâce à la construction d'un modèle international connectant les interdépendances via le commerce extérieur bilatéral de chaque pays membre. Celui-ci permettrait d'analyser les effets multiplicateurs de la demande externe sur les exportations et aussi les effets retour via la demande des autres pays de l'UEM. Une analyse de la sensibilité des soldes bilatéraux semble ainsi primordiale dans le cas de la France dont la croissance en volume des exportations ces dernières années peut expliquer l'effet dominant du lissage intertemporel et la diminution de la consommation des biens non échangeables.

Cet article a pour but d'évaluer, d'un point de vue théorique et empirique, la nature des ajustements du compte courant à court-moyen terme en France lors de chocs temporaires et non anticipés de ses termes de l'échange et, notamment, les effets des chocs de prix relatifs extérieurs à l'UEM (Union économique et monétaire). Le cadre théorique retenu s'appuie sur une synthèse des approches en termes d'élasticités et des modèles intertemporels de la balance courante (Dornbush, 1983 ; Ostry, 1988 ; Edwards, 1987 et 1989 ; Ostry et Reinhardt, 1992 ; Cashin et Mc Dermott, 1998 ; Obstfeld, 2001, 2002 ; Obstfeld et Rogoff, 1996 et 2000). Contrairement aux modèles macroéconomiques ouverts keynésiens (de type Mundell-Flemming), on se place d'emblée dans un cadre intertemporel, d'une économie membre de la zone euro, avec des fondements microéconomiques. Ce cadre prend en compte la structure du commerce extérieur et des biens consommés localement dans le pays membre.

L'originalité principale de l'approche adoptée repose sur la prise en compte des possibilités de substitution de la demande d'importations entre les biens importables de l'Union et ceux issus du reste du monde. Le modèle de base se réfère à un pays membre d'une UEM avec deux secteurs de production et quatre biens typiques. Les deux biens produits par l'économie nationale sont : (1) un bien exportable vendu à l'étranger et non demandé à l'intérieur du pays, (2) un bien non échangeable uniquement vendu sur le marché domestique. Du fait de l'importance du commerce intra-UEM pour le pays membre, la structure des dépenses de consommation des agents, en termes de biens importables, est décomposée selon la région d'origine. Le consommateur représentatif de l'économie consomme deux types de biens importables : (3) un bien importable issu des autres pays de l'UEM et (4) un bien importable provenant du reste du monde.

Cette spécification particulière des échanges permet d'analyser les conséquences de l'UEM sur la sensibilité des comptes courants du pays membre aux chocs extérieurs. En effet, puisqu'un des objectifs de la création de l'UEM, au niveau macroéconomique, est de rendre moins vulnérable les pays membres aux chocs extérieurs à l'Union des prix relatifs, cet article vise à répondre empiriquement aux interrogations sur la sensibilité réelle des échanges en France à une variation des parités de l'euro. La mesure des impacts des variations de taux de change de l'euro sur le compte courant permet ainsi de donner quelques éléments d'appréciation sur la politique de change attentiste de la BCE⁽¹⁾.

La formulation explicite du problème de l'agent représentatif montre le rôle des paramètres structurels qui gouvernent leurs choix de consommation lors de chocs temporaires sur les termes de l'échange de l'économie. En particulier, l'impact des chocs temporaires non anticipés des prix relatifs sur les comptes externes est analysé à travers des conditions de type «Marshall-Lerner» (ML) élargies au cadre intertemporel et de l'UEM. Ces conditions ML élargies stipulent qu'en plus des effets intratemporels de la consommation dus aux variations temporaires de taux de change réel consécutives aux chocs des termes de l'échange, il faut tenir compte des réallocations intertemporelles et des effets de substitution nets de la consommation entre biens intra et extra-UEM. Les conditions ML élargies dépendent principalement des élasticités de substitution intertemporelles et intratemporelles. Ces dernières, sont estimées, par l'intermédiaire d'une estimation robuste et originale en plusieurs étapes, pour la France sur la période 1970-1999. Les simulations réalisées des conditions ML élargies montrent, enfin, que l'introduction de l'euro a diminué l'impact de chocs extérieurs à l'UEM des termes de l'échange sur les comptes extérieurs de l'économie française et que les sources de fluctuations de ces derniers sont mieux expliquées sur la période récente par les motifs de lissage de la consommation que par les motifs de transfert des dépenses.

Le reste de cet article s'articule autour de trois sections. La première s'attache à montrer les principaux mécanismes par lesquels les chocs extérieurs de prix relatifs affectent les comptes externes d'une économie membre de l'UEM. Elle insiste sur la modélisation des préférences de l'agent représentatif de cette économie et la détermination des conditions ML augmentées. La seconde partie présente brièvement la stratégie empirique adoptée, les données et les méthodes utilisées pour estimer les paramètres structurels représentant les préférences de l'agent. Elle montre également les résultats des estimations et les différents tests de validation du modèle. Enfin, la dernière section se consacre aux simulations des différents effets des chocs extérieurs sur le compte courant, évalue les conditions ML dans et hors UEM et présente également les simulations des courbes en *J* en France.

Analyse théorique de la sensibilité des comptes courants aux chocs temporaires des termes de l'échange : la détermination des conditions ML élargies

De manière générale, les chocs temporaires des termes de l'échange affectent le compte courant d'une économie via un effet de lissage intertemporel de la consommation et un effet prix relatif lié aux mécanismes de substitution intertemporelle et intratemporelle de la consommation. Lors d'une détérioration temporaire et non anticipée des termes de l'échange, la diminution temporaire du revenu courant implique un amortissement de la variation de la consommation sur plusieurs périodes. Dans la mesure où la diminution du pouvoir d'achat est plus importante que celle de la consommation présente, on assiste à une détérioration temporaire de la balance courante. Inversement, le choc défavorable temporaire des termes de l'échange augmente temporairement le niveau général des prix et donc le taux d'intérêt réel de la consommation. Cela implique un mécanisme de substitution intertemporelle en faveur de la consommation future (épargne) qui contribue, pour un revenu donné, à une amélioration temporaire de la balance courante. Parallèlement, l'augmentation du prix des biens importables entraîne une substitution de la consommation vers les biens non échangeables domestiques. Cela a pour conséquence d'augmenter temporairement le prix relatif des non échangeables, et donc le taux de change réel. L'appréciation temporaire du taux de change réel, par son impact sur le niveau général de prix, augmente le taux d'intérêt réel et suscite à son tour un nouveau report de la consommation contribuant ainsi à une amélioration de la balance courante.

Pour évaluer l'impact total sur le compte courant, il est nécessaire de synthétiser ces différents effets dans une relation (ou une condition) simple et facilement mesurable. Cette relation doit également pouvoir tenir compte de l'appartenance de l'économie à une UEM. La sensibilité du compte courant d'un pays de l'UEM à des chocs extérieurs de prix relatifs peut alors être analysée par des conditions ML élargies au cadre intertemporel et de l'UEM. L'objectif de l'analyse ici est alors de relier l'approche par les élasticités de la balance courante (le théorème de Marshall-Lerner) et le cadre d'équilibre intertemporel. Ce rapprochement conceptuel est réalisé en adoptant, dans le cadre du modèle intertemporel de la balance courante, la définition traditionnelle du compte courant utilisée dans le modèle des élasticités. Le lien dépend, dans notre modèle, de l'élasticité intratemporelle et intertemporelle de la demande de biens importables. Cela requiert alors une formulation précise du

problème de consommation et d'épargne de l'agent représentatif de l'économie.

La formulation du problème de l'agent représentatif

Le processus de décision de l'agent représentatif de l'économie membre de l'UEM est modélisé selon un problème de maximisation à plusieurs étapes⁽²⁾. Dans une première étape, l'agent décide de l'allocation de sa richesse totale entre consommation présente et future selon un programme intertemporel. Dans une seconde étape, il choisit, à chaque période, l'allocation de ses dépenses de consommation entre les biens domestiques non échangeables et les biens importables. C'est son programme intratemporel sur le marché de consommation intérieur. Dans une dernière étape, il alloue ses dépenses en biens composites importables entre les biens importables de l'UEM et ceux hors UEM. C'est le programme intratemporel sur le marché des importables. Aux deux niveaux intratemporels, on considère une différenciation des biens à la Armington (1969) modélisée selon des fonctions CES emboîtées (Shoven et Whalley, 1994).

Le modèle de base considère alors qu'il existe quatre types de biens dans l'économie. (1) un bien exportable, supposé être le numéraire de l'économie, vendu à l'étranger et non demandé à l'intérieur du pays. (2) un bien non échangeable uniquement vendu sur le marché domestique. (3) un bien importable issu des autres pays de l'UEM et (4) un bien importable provenant du reste du monde composent le panier de biens importables. Enfin, afin de simplifier le modèle, on fait l'hypothèse selon laquelle l'économie analysée est une économie de dotation, l'offre des biens n'est pas ainsi prise en compte. Cette analyse en équilibre partiel est justifiée par le fait que les décisions de consommation et d'épargne expliquent la plus grande part des variations du compte courant par rapport aux facteurs d'offre (cf. Cashin et McDermott, 1998 ; Agénor *et alii*, 1999).

Modélisation des préférences

Dans la première étape de son programme, l'objectif de l'agent est de déterminer son choix optimal de consommation et d'épargne. On considère que ses préférences sont caractérisées par des préférences additives intertemporelles isoélastiques. Il maximise alors la fonction d'utilité actualisée (1) sous la contrainte budgétaire intertemporelle (2) :

$$(1) U_t = (\sigma / \sigma - 1) \sum_{t=1}^{\infty} \beta^t C_t^{1-\frac{1}{\sigma}}$$

avec $U' > 0$ et $U'' < 0$. σ mesure l'élasticité de substitution intertemporelle ; $\beta \in [0, 1]$ est le paramètre

de préférence pour le présent (taux d'actualisation subjectif).

$$(2) \sum_{t=1}^{\infty} R_t P_t C_t = (1+r_t) B_t + \sum_{t=1}^{\infty} R_t P_t Y_t$$

où B_t est un actif financier étranger sans risque (obligations d'État par exemple). $R_t = 1 / \prod_{v=1}^t (1+r_v)$ désigne le taux d'actualisation objectif sur le marché (où r_t est le taux d'intérêt mondial pour une petite économie ouverte).

La valeur de la production $P_t Y_t$ dans (2) est définie par les relations suivantes :

$$(3) P_t Y_t = Y_t^T + q_t Y_t^n$$

$$(4) Y_t^T = p_t \bar{m}_t + x_t$$

$$(5) p_t \bar{m}_t = p_{ut} \bar{m}_{ut} + p_{pt} \bar{m}_{pt}$$

où les dotations en biens échangeables (Y_t^T) du pays se décomposent en dotation en termes de biens importables (\bar{m}_t) et production de biens exportables (x_t) qui est exogène. Les dotations globales en biens importables, qui sont la somme des dotations en biens importables relatives à l'Union \bar{m}_{ut} et au reste du monde \bar{m}_{pt} , représentent les substituts domestiques aux importations (la production de biens échangeables non exportée, concurrente des importations) et les importations de biens de consommation. p_t et q_t sont respectivement les prix relatifs des importables (les termes de l'échange) et des non échangeables. p_{ut} et p_{pt} sont les termes de l'échange respectivement intra- et extra-UEM. Enfin, Y_t^n désigne les biens non échangeables produits par l'économie domestique.

Le niveau de consommation C_t , à chaque période t , est modélisé par une fonction CES composite d'importables et de non échangeables :

$$(6) C_t = \left[w m_t^{1-\frac{1}{\theta}} + n_t^{1-\frac{1}{\theta}} \right]^{\frac{\theta}{\theta-1}}$$

où $\theta > 0$ est l'élasticité de substitution intratemporelle entre la consommation de biens importables (m_t) et de non échangeables (n_t). w détermine le poids relatif des importables.

Enfin, c'est dans une troisième étape que s'opère la distinction des dépenses échangeables en termes de la région d'origine d'importation. Le niveau de consommation de biens importables m_t , à chaque période, est alors représenté par une fonction CES

composite de biens de consommation importables provenant de l'Union (m_{ut}) et du reste du monde (m_{pt}) :

$$(7) m_t = \left[\phi^{\frac{1}{\alpha}} m_{ut}^{1-\frac{1}{\alpha}} + (1-\phi)^{\frac{1}{\alpha}} m_{pt}^{1-\frac{1}{\alpha}} \right]^{\frac{\alpha}{\alpha-1}}$$

où α est l'élasticité de substitution entre biens importables intra- et extra-UEM. ϕ et $(1-\phi)$ sont les poids associés aux deux biens dans la fonction de consommation des importables.

Les fonctions de demande des biens

L'adoption de formes fonctionnelles précises concernant les préférences nous permet de déterminer les fonctions de demande des différents types de biens. Ces dernières sont établies à partir des conditions de premier ordre de chaque étape du programme de l'agent.

Les conditions d'optimalité intertemporelles indiquent, d'après la relation d'Euler, que le taux marginal de substitution intertemporel de la consommation agrégée est égal au prix relatif intertemporel :

$$(8) C_{t+1} = \beta^{\sigma} R_{t,t+1}^{-\sigma} (P_t / P_{t+1})^{\sigma} C_t$$

Si on définit le niveau actualisé de la richesse de l'agent à la période t par

$$W_t = (1+r_t) B_t + \sum_{t=1}^{\infty} R_t P_t Y_t,$$

la consommation réelle à la période t est alors :

$$C_t = W_t / P_t (1 + \beta^{\sigma} R_{t,t+1}^{1-\sigma} (P_t / P_{t+1})^{\sigma-1})^{-1}$$

La consommation agrégée réelle, conformément à la théorie du revenu permanent, est fonction de la richesse actualisée de l'agent et du taux d'intérêt réel. Le taux d'intérêt réel dépend de l'indice général des prix à la consommation de l'économie. Ce dernier (voir *infra*) dépend, à son tour, de l'indice des prix des biens étrangers et des prix nationaux.

L'équilibre intratemporel sur le marché de consommation des biens importables établit que le taux marginal de substitution entre biens de l'union et hors UEM est égal au rapport des prix relatifs intra- et extra-UEM :

$$(10) \left(\frac{1-\phi}{\phi} \right)^{\frac{1}{\alpha}} \left(\frac{m_{ut}}{m_{pt}} \right)^{\frac{1}{\alpha}} = \frac{p_{pt}}{p_{ut}}$$

L'équilibre intratemporel du consommateur entre biens importables et non échangeables est tel que sa

demande relative entre les deux biens est égale aux prix relatifs des biens

$$(11) \quad w \left(\frac{n_t}{m_t} \right)^{\frac{1}{\theta}} = \frac{p_t}{q_t}$$

Les demandes optimales de biens importables et de non échangeables sont proportionnelles à la consommation réelle C_t , selon une fonction iso-élastique du prix relatif des biens⁽³⁾ :

$$(12) \quad m_t = w^\theta p_t^{-\theta} P_t^\theta C_t$$

$$(13) \quad n_t = q_t^{-\theta} P_t^\theta C_t$$

p_t , l'indice de prix des importables, et P_t , l'indice général des prix⁽⁴⁾ sont définis par :

$$(14) \quad p_t = [\phi p_{ut}^{1-\alpha} + (1-\phi) p_{pt}^{1-\alpha}]^{\frac{1}{1-\alpha}}$$

$$(15) \quad P_t = [w^\theta p_t^{1-\theta} + q_t^{1-\theta}]^{\frac{1}{1-\theta}}$$

Enfin, compte tenu de l'équilibre intratemporelle sur le marché des biens importables (10) et les dépenses en biens importables ($p_t m_t = p_{ut} m_{ut} + p_{pt} m_{pt}$), les fonctions de demande de biens intra-UEM et extra-UEM sont :

$$(16) \quad m_{ut} = \phi p_{ut}^\alpha p_t^\alpha m_t$$

$$(17) \quad m_{pt} = (1-\phi) p_{pt}^{-\alpha} p_t^\alpha m_t$$

Détermination des conditions ML élargies

Grâce aux fonctions de demande explicites retenues, il est maintenant possible de déterminer, à travers les élasticités intratemporelles et intertemporelles de la demande de biens importables, les conditions ML élargies aux cadres intertemporels et de l'Union. On s'intéresse tout d'abord aux fluctuations du compte courant du pays sans distinguer l'origine du choc des termes de l'échange. Il est alors possible de montrer la relation traditionnelle ML dans le cadre statique du modèle puis sa version augmentée dans le cadre intertemporel du modèle. Enfin, la distinction intra- et extra-UEM des chocs des termes de l'échange permet également d'exhiber une version de la condition ML, élargie à l'appartenance du pays à l'UEM.

La relation traditionnelle de Marshall Lerner

Le point de départ est l'identité comptable qui exprime le compte courant en termes d'exportables. Ce dernier est défini, dans ce modèle, comme la

différence entre exportations et demande nette de biens importables au niveau international⁽⁵⁾ :

$$(18) \quad CA_t = Y_t^T - p_t m_t = x_t - p_t (m_t - \bar{m}_t)$$

Les hypothèses suivantes sont posées :

– La variation des termes de l'échange reflète la variation du taux de change. On suppose, ainsi, qu'il n'y a pas de comportement de marges de la part des entreprises et donc que la transmission d'une variation de taux de change sur les prix relatifs est complète (*complete pass-through*⁽⁶⁾). Puisque l'objectif ici est de proposer une synthèse entre l'approche des élasticités et l'approche intertemporelle, cette optique de *pass-through* complet peut être reliée à l'hypothèse keynésienne de rigidités temporaires des prix qui est à la base des modèles à la Mundell-Flemming. En effet, dans les modèles standards de cette tradition, les prix domestiques des importations sont rigides en termes de monnaie étrangère (et non en monnaie nationale) de telle sorte qu'une variation monétaire nationale entraîne une variation proportionnelle du prix relatif des biens importables (cf. Obstfeld, 2001, 2002).

Par ailleurs, la prise en compte d'un *pass-through* complet est conforme au principe de facturation des importations en monnaie du pays producteur. En effet, selon les principes de *Producer Currency Pricing* (facturation en monnaie étrangère) et de *Local Currency Pricing* (facturation en monnaie nationale) des importations, au coeur des développements récents en macroéconomie ouverte (Obstfeld, 2001, 2002 ; Obstfeld et Rogoff, 1996, 2000 ; Devereux et Engel, 2001), les variations du taux de change sont entièrement répercutées sur les prix des importations dans le cas d'une stratégie PCP, mais ne le sont pas du tout dans le cas LCP. Puisque l'hypothèse PCP ne semble pas être rejetée à court-moyen terme pour la France (cf. Campa et Goldberg, 2002), le taux change nominal est, pour simplifier, supposé constant et la variation de termes de l'échange reflète celle du taux de change.

– Il n'y a pas d'accumulation initiale d'actifs financiers extérieurs, c'est à dire, le pays n'est ni débiteur, ni créateur (le pays ne détient pas d'avoirs nets à l'étranger). Le compte courant se résume au solde commercial et est initialement en équilibre, c'est-à-dire, $Y_t^T = p_t m_t$.

Compte tenu des hypothèses, la variation totale du compte courant suite à un choc des termes de l'échange est :

$$(19) \quad dCA_t / dp_t = m_t \{ \eta_Y + \eta_m - 1 \}$$

où η_y et η_m représentent respectivement l'élasticité de la dotation de biens échangeables (des exportations et des substituts aux importations) et la valeur absolue de l'élasticité (totale) de la demande des importables par rapport aux termes de l'échange.

Par conséquent, on retrouve la condition de Marshall Lerner statique telle que pour avoir une amélioration du solde courant à la suite d'une détérioration des termes de l'échange (équivalent ici à une dépréciation nominale), il faut que la somme de l'élasticité prix de la demande d'importables et de l'élasticité prix de la demande d'exportations (et des substituts aux importations) soit supérieure à 1 :

$$(20) \quad \eta_y + \eta_m > 1$$

Compte tenu de la forme des fonctions de demande de biens retenue, il est possible de déterminer précisément l'élasticité totale (intratemporelle) de la demande d'importables. Lorsque les effets de dotation et de revenu sont pris en compte, la condition ML (20) devient :

$$(21) \quad \theta > 1 - \mu_m$$

où μ_m est la part de la dotation des biens importables dans la consommation des importables.

Cette condition ML modifiée stipule que l'élasticité (hicksienne) de substitution intratemporelle entre les biens importables et non échangeables doit être supérieure à la part des exportables. Autrement dit, lors d'une détérioration des termes de l'échange, le compte courant s'améliore lorsque la substitution de la consommation vers les biens non échangeables domestiques est supérieure à la perte de pouvoir d'achat des exportations. S'il y a complète spécialisation de l'économie (c'est-à-dire que l'économie ne reçoit aucune dotation de biens importables : $\mu_m = 0$, autrement dit, lorsque toute la production de biens échangeables est exportée), la condition ML est vérifiée lorsque $\theta > 1$. Cependant, cette condition ML intratemporelle n'est pas suffisante lorsqu'on prend en compte les comportements d'arbitrage intertemporel de consommation par les agents. Il convient donc d'élargir le cadre d'analyse au niveau de la structure intertemporelle des dépenses (et préférences) de l'agent.

Condition ML élargie au cadre intertemporel

Pour établir la condition ML élargie au cadre intertemporel, on considère, pour simplifier, que le consommateur vit 2 périodes. L'hypothèse d'un horizon à deux périodes n'est pas restrictive car la seconde période peut représenter l'agrégation d'un nombre important de périodes futures

(potentiellement infini). La motivation d'adopter une structure à deux périodes est qu'elle permet d'obtenir des solutions sous une forme précise des conditions ML, lesquelles sont écartées dans la version infinie du modèle (Mehoumoud Issop, 2001). Ainsi, la première période représente l'horizon de court-moyen terme alors que la seconde fait référence au long terme. On s'intéresse ensuite à une détérioration temporaire et non anticipée des termes de l'échange. Cela signifie que les prix relatifs des biens importables à la période 1 (court-moyen terme) augmente, c'est-à-dire, $dp_1 > 0$ mais qu'il n'y a aucun choc sur le prix relatif de la période 2, $dp_2 = 0$.

On montre facilement que l'impact des chocs temporaires des termes de l'échange sur le compte courant à court-moyen terme dépend principalement de l'élasticité totale de la demande des biens importables⁽⁷⁾. Celle-ci est, compte tenu de la présence des biens non échangeables, définie par :

$$(22) \quad \eta_m = \frac{\partial m_1}{\partial p_1} + \frac{\partial m_1}{\partial q_1} \frac{dq_1}{dp_1} + \frac{\partial m_1}{\partial q_2} \frac{dq_2}{dp_1}$$

où dq_1 / dp_1 et dq_2 / dp_1 représentent respectivement les variations du taux de change réel sur les deux périodes consécutives à un choc temporaire des termes de l'échange. L'effet total d'un tel choc sur la demande des importables se décompose maintenant en un effet direct dû à la variation du prix relatif des importables et un effet indirect *via* les variations du taux de change réel.

Pour boucler le modèle, on considère que le marché des biens non échangeables est en équilibre sur les deux périodes⁽⁸⁾ :

$$(23) \quad n_1 = \bar{Y}_1^n$$

$$(24) \quad n_2 = \bar{Y}_2^n$$

L'impact d'un choc temporaire des termes de l'échange sur la balance courante à court-moyen terme est déterminé par la condition ML élargie au cadre intertemporel, suivante (voir annexe) :

$$(25) \quad \frac{\beta_m \lambda \sigma \theta}{\beta_m \theta + \beta_m \sigma} - \beta_m \lambda (1 - \mu_m) > 0$$

où λ est le taux d'épargne moyen (ou la propension moyenne à épargner) défini comme le ratio des dépenses actualisées de la consommation future sur la richesse totale et β_i , la part du bien i dans les dépenses de consommation totales⁽⁹⁾.

Le terme de gauche de la condition ML élargie (25) représente l'effet de substitution intertemporel de la demande de biens importables. Il est proportionnel à θ et σ . C'est plus précisément un effet de transfert intertemporel de la demande de biens importables qui combine l'effet direct de réallocation intertemporelle de la consommation et l'effet indirect de la variation du taux de change réel du à la substitution intratemporelle vers les biens domestiques non échangeables (cf. *infra*). Le terme de droite de l'expression (25) représente l'effet de lissage intertemporel de la consommation. Il dépend du volume initial des exportations de l'économie. Il est ainsi clair que lorsqu'on prend en compte les comportements intertemporels de l'agent, la condition de Marshall Lerner traditionnelle n'est plus suffisante pour expliquer la variation du compte courant lors d'un choc temporaire des termes de l'échange. Ici, plus les élasticités de substitution intertemporelles et intratemporelles seront élevées, plus il est vraisemblable que la condition (25) sera respectée et plus le compte courant à court-moyen terme s'améliore lors d'une détérioration temporaire non anticipée des termes de l'échange.

Enfin, dans le cas d'un choc permanent des termes de l'échange $dp_1 = dp_2 = dp > 0$, les effets intertemporels sont minimisés et la condition ML dépend uniquement des effets intratemporels et de la situation initiale du compte courant (cf. Ostry, 1988 ; Obstfeld et Rogoff, 1996). Dans le cas d'un déséquilibre externe initial, la condition ML est celle donnée par l'équation (21).

Effets d'un choc temporaire extra-UEM des termes de l'échange

Il est maintenant utile d'analyser les variations des comptes extérieurs de cette économie en distinguant la zone d'origine d'où proviennent les chocs des prix relatifs. L'analyse, toujours restreinte sur deux périodes par souci de simplification, s'appuie maintenant sur l'ensemble des trois étapes du programme de maximisation de l'agent. Le but est d'intégrer les possibilités de substitution entre les biens intra- et extra-UEM. Compte tenu de la décomposition des échanges adoptée, la variation totale du compte courant global de cette économie est déterminée par la variation de son compte extérieur vis-à-vis des autres pays de l'UEM et de celle de son compte relatif au reste du monde :

$$(26) \quad dCA_1 = dCA_{u1} + dCA_{p1}$$

On considère un choc temporaire (et non anticipé) extra-UEM des termes de l'échange, $dp_{p1} > 0$ et $dp_{u1} = 0$ et pour $dp_{u2} = dp_{p2} = 0$. En effet, suite à un choc exogène externe de prix pour un pays membre d'une UEM (par exemple, une dépréciation de l'euro face au dollar), seuls les prix extra-UEM de ses biens

importables varient. Étant donné les élasticités totales des demandes de biens (voir l'annexe), l'impact d'une variation temporaire des termes de l'échange extra-UEM sur les comptes externes à court-moyen terme est :

$$(27) \quad dCA_{u1} / dp_{p1} = p_1 m_1 \beta_{mp}$$

$$\left[-\beta_{mp} [\alpha - (1 - \mu_m)] + \frac{\beta_{mp} \beta_m \lambda \sigma \theta}{\beta_m \theta + \beta_n \sigma} - \beta_{pm} \beta_m \lambda (1 - \mu_m) \right]$$

$$(28) \quad dCA_{p1} / dp_{p1} = p_1 m_1 \beta_{mp}$$

$$\left[-\beta_{mu} [\alpha - (1 - \mu_m)] + \frac{\beta_{mp} \beta_m \lambda \sigma \theta}{\beta_m \theta + \beta_n \sigma} - \beta_{mp} \beta_m \lambda (1 - \mu_m) \right]$$

où β_{mu} et β_{mp} sont respectivement la part des biens importables intra-UEM et la part des biens extra-UEM dans les dépenses de consommation des biens importables⁽¹⁰⁾.

La transmission du choc sur les comptes externes se décompose maintenant en :

– un effet «traditionnel» dépendant d'une condition ML élargie pondérée par la part des importables extra-UEM dans la mesure où la variation temporaire des prix relatifs extra-UEM provoque, indirectement, à la fois une variation temporaire de l'indice des prix des importables (p_1) et de l'indice général des prix à la consommation (p_1), sources d'effets intratemporels et intertemporels (de substitution et de richesse) :

$$\frac{\beta_{mp} \beta_m \lambda \sigma \theta}{\beta_m \theta + \beta_n \sigma} - \beta_{mp} \beta_m \lambda (1 - \mu_m),$$

– et un effet lié à la distinction des biens UEM et hors UEM qui dépend de l'écart entre, d'une part, l'élasticité de substitution entre les biens importables de l'union et les biens extra-UEM, et, d'autre part, de la part des exportations dans le revenu échangeable (pondéré par les parts des biens intra et extra-UEM i) : $\beta_{mi} [\alpha - (1 - \mu_m)]$.

Il apparaît alors que les comptes externes intra- et extra-UEM varient dans un sens opposé lors d'un choc temporaire extra-UEM⁽¹¹⁾. Plus précisément, le compte courant extra-UEM s'améliore lors d'une détérioration des termes de l'échange extra-UEM si la condition ML élargie (25) est respectée et si $\alpha > 1 - \mu_m$, c'est-à-dire, si la substitution vers les biens importables de l'UEM l'emporte sur la perte de pouvoir d'achat (effet revenu) des exportations vers la zone hors UEM. Dans le même temps, la détérioration temporaire des termes de l'échange extra-UEM détériore le compte courant vis-à-vis de l'Union lorsque les deux conditions sont respectées.

Finalement, l'effet sur le compte courant global à court-moyen terme ne dépend que de la condition ML élargie pondérée par la part des biens importables extra-UEM dans les dépenses de consommation des importables :

$$(29) \quad dCA_1 / dp_{\rho 1} = p_1 m_1 \left[\frac{\beta_{mp} \beta_m \lambda \sigma \theta}{\beta_m \theta + \beta_n \sigma} - \beta_{mp} \beta_m \lambda (1 - \mu_m) \right]$$

Il s'ensuit que l'appartenance à l'UEM modifie simplement les conditions ML élargies du pays membre. Celles-ci prennent maintenant en compte la diminution de l'exposition externe du pays et les effets liés aux variations des termes de l'échange intra-UEM disparaissent.

Estimations des paramètres structurels de préférences

Pour évaluer la taille et le sens des différents effets et ainsi pour mesurer les différentes conditions ML augmentées établies par l'analyse précédente, il convient d'estimer les paramètres structurels du modèle. Pour cela, une version stochastique du modèle des choix des agents est utilisée⁽¹²⁾. Ensuite, la stratégie d'estimation consiste à estimer les relations d'équilibre en trois étapes par des méthodes d'estimation robustes.

La stratégie empirique et les données

Une estimation en trois étapes

Dans un environnement stochastique, les préférences des agents sont caractérisées par la fonction d'utilité espérée suivante :

$$(30) \quad U_t = \frac{\sigma}{\sigma - 1} E_t \sum_{t=1}^{\infty} \beta^t \left[w \left(\phi^{\frac{1}{\alpha}} m_{ut}^{1-\frac{1}{\alpha}} + (1-\phi)^{\frac{1}{\alpha}} m_{\rho t}^{1-\frac{1}{\alpha}} \right)^{\frac{\alpha(\theta-1)}{\theta(\alpha-1)}} + n_t^{1-\frac{1}{\alpha}} \right]^{\frac{\theta(\sigma-1)}{\sigma(\theta-1)}}$$

La solution du programme de maximisation de cette fonction d'utilité est donnée par la séquence $\{m_{ut}, m_{\rho t}, m_{ut+1}, m_{\rho t+1}, n_t, n_{t+1}\}$ qui maximise (30) sous la contrainte budgétaire intertemporelle (2).

Les conditions de premier ordre donnent les équations stochastiques d'Euler et de long terme suivantes :

$$(31) \quad E_t \left\{ (1+r_t) \frac{p_{ut}}{p_{ut+1}} \left[\frac{w m_{t+1}^{1-\frac{1}{\theta}} + n_{t+1}^{1-\frac{1}{\theta}}}{w m_t^{1-\frac{1}{\theta}} + n_t^{1-\frac{1}{\theta}}} \right]^{\frac{\sigma-\theta}{\sigma(\theta-1)}} \left(\frac{m_{t+1}}{m_t} \right)^{\frac{\theta-\alpha}{\theta(\alpha-1)}} \left(\frac{m_{ut+1}}{m_{ut}} \right)^{-\frac{1}{\alpha}} \right\} = \frac{1}{\beta}$$

$$(32) \quad E_t \left\{ (1+r_t) \frac{p_{\rho t}}{p_{\rho t+1}} \left[\frac{w m_{t+1}^{1-\frac{1}{\theta}} + n_{t+1}^{1-\frac{1}{\theta}}}{w m_t^{1-\frac{1}{\theta}} + n_t^{1-\frac{1}{\theta}}} \right]^{\frac{\sigma-\theta}{\sigma(\theta-1)}} \left(\frac{m_{t+1}}{m_t} \right)^{\frac{\theta-\alpha}{\theta(\alpha-1)}} \left(\frac{m_{\rho t+1}}{m_{\rho t}} \right)^{-\frac{1}{\alpha}} \right\} = \frac{1}{\beta}$$

$$(33) \quad E_t \left\{ (1+r_t) \frac{q_t}{q_{t+1}} \left[\frac{w m_{t+1}^{1-\frac{1}{\theta}} + n_{t+1}^{1-\frac{1}{\theta}}}{w m_t^{1-\frac{1}{\theta}} + n_t^{1-\frac{1}{\theta}}} \right]^{\frac{\sigma-\theta}{\sigma(\theta-1)}} \left(\frac{n_{t+1}}{n_t} \right)^{-\frac{1}{\theta}} \right\} = \frac{1}{\beta}$$

$$(34) \quad \left(\frac{1-\phi}{\phi} \right)^{\frac{1}{\alpha}} \left(\frac{m_{ut}}{m_{\rho t}} \right)^{\frac{1}{\alpha}} = \frac{p_{\rho t}}{p_{ut}}$$

$$(35) \quad w \left(\frac{n_t}{m_t} \right)^{\frac{1}{\theta}} = \frac{p_t}{q_t}$$

Les équations (31), (32), (33) sont les équations stochastiques d'Euler respectivement pour les biens intra-UEM, extra-UEM et les biens non échangeables. Les équations (34) et (35) sont les relations d'équilibre de long terme respectivement sur le marché des importables et sur le marché de consommation domestique (équilibres intratemporelles des deux dernières étapes).

L'estimation de trois équations suffisent ici pour retrouver les paramètres structurels puisque les équations (31), (32), (33), (34) et (35) ne sont pas indépendantes. En effet, si la relation de long terme (34) est vérifiée, il suffit alors de la remplacer dans l'équation d'Euler (31) pour retrouver (32). De même, en remplaçant les équations (35) et (34) dans la relation (33), nous pouvons retrouver les deux

équations d'Euler restantes. La démarche économétrique est alors la suivante. Dans une première étape, on estime une version log linéaire de la relation de long terme (34) par une régression de cointégration. Les valeurs des paramètres estimés $\hat{\phi}$ et $\hat{\alpha}$ obtenues permettent, ensuite, de calculer les indices de prix (14) et de consommation des importables (7). Dans une seconde étape, on régresse, à nouveau par une régression de cointégration, l'équation de long terme (35), avec les séries estimées \hat{p}_t et \hat{m}_t , pour estimer les paramètres structurels \hat{w} et $\hat{\theta}$ qui sont à leur tour imposés dans une des relations d'Euler. Enfin, dans une dernière étape, la relation d'Euler (32) est estimée par les GMM de Hansen (1982) pour obtenir les valeurs des paramètres restants β et σ .

Si on suppose que les séries (en niveau et en log) m_{pt} / m_{ut} , p_{pt} / p_{ut} , n_t / m_t et p_t / q_t sont toutes stationnaires en différence première avec une constante (ou $I(1)$ en niveau), alors $m_{ut} / m_{pt} (p_{pt} / p_{ut})^\alpha$ et $p_t / q_t (n_t / m_t)^{\frac{1}{\theta}}$ seront des processus stationnaires (si la restriction déterministe est vérifiée, on dit alors que les processus sont *déterministiquement cointégrés*) ou stationnaires autour d'un trend (on dit que les processus sont *stochastiquement cointégrés*) (cf. Park, 1992 ; Ogaki et Park, 1997). En fait, ses restrictions de stationnarité, avec ou sans tendance déterministe, résument les propriétés de long terme des fonctions de demande⁽¹³⁾. Elles proviennent de l'hypothèse de stabilité à long terme des paramètres structurels intratemporels et permettent d'identifier ces paramètres.

Les paramètres structurels estimés aux étapes un et deux par des régressions de cointégration doivent, par conséquent, être efficaces pour ne pas altérer la distribution asymptotique des estimateurs GMM et des procédures d'inférence. Il nous faut choisir des estimateurs autres que ceux estimés par les MCO classiques qui, bien qu'ils convergent vers leurs vraies valeurs à un taux T supérieur au taux usuel \sqrt{T} , souffrent de biais d'échantillonnage⁽¹⁴⁾. Nous avons choisi deux méthodes robustes : la procédure paramétrique des Moindres Carrés Ordinaires Dynamiques (MCOD) de Stock et Watson (1993) et la procédure non paramétrique de régression de cointégration canonique (CCR) de Park (1992).

Sources des données et construction des séries

Les données annuelles couvrant la période 1970-1999 proviennent de différentes bases de données. La base *CHELEM* du CEPII nous a permis de collecter les données du commerce bilatéral en France pour toutes les marchandises (fab pour les importations et caf pour les exportations). On a les importations en provenance du pays j , $m_{F,j}$ et les exportations à destination du pays j , $x_{F,j}$ exprimées en dollar. La base des *données historiques de*

l'OCDE nous a permis de collecter le PIB nominal (Y) au prix du marché et les séries de la production des biens échangeables (amm) provenant des productions des secteurs agricoles, miniers et manufacturiers et l'indice des prix des secteurs des services et construction (q), les importations (M_i) et les exportations (x) de biens ainsi que la population pop . Les indices des prix des exportations px_j de tous les pays, exprimés en dollar, et le taux de change dollar-franc E proviennent de la base *IFS* du FMI. La part des biens de consommation dans le total des marchandises importées, s , est obtenue à partir de diverses collections de *International Trade Statistics Yearbook* de l'ONU.

Les séries suivantes ont alors été reconstruites :

- les substituts domestiques aux importations sont calculés comme la différence entre la production des biens échangeables et les exportations : $dms = amm - x$;
- les importations des biens de consommation : $m_{cg} = s M_i$;
- m_{iu} et m_{ip} sont respectivement la somme des importations provenant des pays de l'UEM et la somme des importations du reste du monde (importations totales $- m_{iu}$) ;
- les parts des importations intra-UEM et extra-UEM dans les importations totales m_{iu} / M_i et m_{ip} / M_i ont permis de calculer dms_u , dms_p , m_{cg_u} et m_{cg_p} ; les consommations des importables de l'UEM et hors UEM, par tête, sont déterminées par $m_s = (m_{cg_s} + dms_s) / pop$ pour $s = u, p$;
- enfin, la consommation des biens non échangeables par tête est : $n = (Y - amm) / pop$.

Concernant la construction des séries des prix, nous avons fait l'hypothèse que les prix des exportations intra- et extra-Européens sont les prix d'exportations toutes zones des partenaires commerciaux de la France. Le volume des importations par partenaire commercial est calculé en déflatant les importations bilatérales par les prix des exportations de ce pays. Le prix des importations intra-UEM de la France est déterminée en calculant la somme des rapports entre la valeur des importations et le volume des importations par pays partenaire de l'UEM, corrigée par l'indice du change dollar-franc.

$$(36) \quad p_u = \sum_{j=1}^{11} \left[\frac{m_{F,j}}{m_{F,j} / px_j} \right] \frac{E}{E_{95}}$$

où les pays j sont les pays membres de la zone euro. E_{95} est le taux de change dollar-franc en 1995.

On procède de la même manière pour calculer les prix des importations extra-UEM.

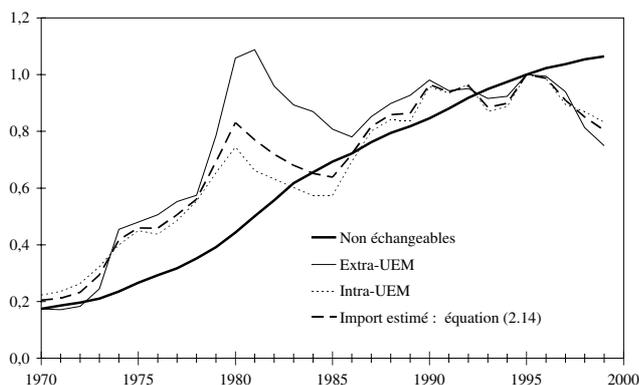
$$(37) \quad p_u = \sum_{v=12}^n \left[\frac{m_{F,v}}{m_{F,v} / px_v} \right] \frac{E}{E_{95}}$$

où les pays v sont les pays hors zone euro (Monde - euro).

L'indice des prix des importations agrégé obtenu, (14), à partir des estimations des paramètres α et ϕ , est comparable avec l'indice des prix des importations toutes zones de l'Insee.

La figure 1 retrace les différents indices de prix relatifs calculés.

Figure 1 : séries des prix relatifs



Résultats des estimations et inférences

Résultats des régressions de cointégration

Avant de procéder aux régressions, il convient de s'assurer de la présence de racine unitaire dans les variables de demande et de prix et d'effectuer les tests de cointégration pour déduire la spécification des relations de cointégration.

Tests de stationnarité et de cointégration

Le tableau 1 répertorie les résultats des tests de racine unité et de stationnarité de type ADF (Dickey-Fuller Augmenté), KPSS (Kwiatkowski *et alii*, 1992) et $J(p,q)$ de Park (1992).

Le test $J(1,5)$ ne rejette pas l'hypothèse nulle de stationnarité en différence pour toutes les variables⁽¹⁵⁾. Les résultats du test ADF sont compatibles avec ceux du test $J(1,5)$ pour toutes les variables à l'exception de $\ln(p_t / q_t)$. Ses résultats

sont confirmés par les tests KPSS qui indiquent que toutes les variables sont significatives à un seuil de 5% sauf toujours pour $\ln(p_t / q_t)$. La spécification différence première avec constante est donc acceptable pour toutes les variables à l'exception de $\ln(p_t / q_t)$ pour laquelle l'hypothèse de tendance stationnaire n'est pas rejetée à un seuil de 5% (même si celle d'une racine unitaire n'est pas rejetée au seuil de 1%). Nous concluons qu'il doit exister une relation de cointégration entre les variables d'intérêt qui est au mieux caractérisée par la non-stationnarité. Enfin, il est probable que la régression de cointégration de la seconde étape entre $\ln(p_t / q_t)$ et $\ln(n_t / m_t)$ est susceptible d'être une relation de cointégration stochastique puisque au moins une des deux variables suit un processus TS.

Les tests de cointégration de Shin (1994) et de Park (1992) sont présentés dans le tableau 2. L'hypothèse nulle de cointégration stochastique n'est pas rejetée pour les deux régressions de cointégration au seuil de 5%. De même, puisque l'hypothèse nulle de cointégration déterministe n'est pas rejetée entre $\ln(m_{pt} / m_{ut})$ et $\ln(p_{ut} / p_{pt})$ car les statistiques C_μ et $H(0,1)$ sont inférieures à leurs valeurs critiques au seuil de 5% et compte tenu des gains d'efficacité (cf. Park (1992)), l'estimation de la relation de cointégration entre ses deux variables est réalisée grâce à l'imposition d'une restriction de cointégration déterministe. Par contre, au vu des tests C_μ et $H(0,1)$, l'hypothèse nulle de restriction de cointégration déterministe peut être rejetée entre $\ln(p_t / q_t)$ et $\ln(n_t / m_t)$ au seuil de 5%. Puisque l'hypothèse de cointégration stochastique n'est pas rejetée entre ces deux variables, il apparaît alors que la relation de cointégration entre ces dernières devrait inclure un terme de tendance déterministe.

Valeurs estimés des paramètres structurels intratemporels

Les tableaux 3 et 4 présentent les valeurs estimées des paramètres structurels intratemporels. Nous trouvons tout d'abord pour la relation de long terme sur le marché des biens importables que l'estimation de l'élasticité de substitution α , aussi bien par MCO que par CCR, est statistiquement significative et positive. L'hypothèse nulle que cet estimateur soit égal à 1 n'est pas non plus rejetée au

Tableau 1 : tests de racine unité et de stationnarité

	$\ln(m_{pt} / m_{ut})$	$\ln(p_{ut} / p_{pt})$	$\ln(n_t / m_t)$	$\ln(p_t / q_t)$
$J(1,5)^a$	3,513	5,071	2,401	1,444
ADF ^b	-1,505	-2,140	-1,846	3,688 ^s
$KPSS_\mu^c$	0,492 ^s	0,547 ^s	1,671 ^s	0,962 ^s
$KPSS_\tau^c$	0,254 ^s	0,301 ^s	0,280 ^s	0,118 ^s

a. Les valeurs critiques du test $J(1,5)$ sont 0,123 ; 0,295 et 0,452 pour des niveaux de risques respectivement de 1%, 5% et 10% (Park et Choi, 1988). L'hypothèse nulle est celle de stationnarité en différence avec constante ($I(1)$ en niveau).

b. Les valeurs critiques du test ADF sont -4,15 ; -3,50 et -3,18 à des niveaux de risques respectivement de 1%, 5% et 10% (Hamilton, 1994) pour 30 observations. Tous les tests incluent une constante et un trend.

c. $KPSS_\mu$ et $KPSS_\tau$ sont les statistiques du test KPSS respectivement pour les hypothèses nulles de stationnarité en niveau et autour d'un trend. Les valeurs critiques sont 0,463 et 0,146 pour un niveau de significativité de 5% (Kwiatkowski *et alii*, 1992).

s. significatif à 5%.

Tableau 2 : tests de cointégration

Variables	Shin (1994) ^a	Park (1992) ^b				
	C_{μ}	C_{η}	$H(0,1)$	$H(1,2)$	$H(1,3)$	$H(1,4)$
$\ln(m_{pt} / m_{ut}), \ln(p_{ut} / p_{pt})$	0,246	0,108	1,728 (0,188)	0,393 (0,530)	0,447 (0,799)	0,623 (0,891)
$\ln(n_t / m_t), \ln(p_t / q_t)$	0,643 ^s	0,089	7,598 (0,005)	2,64 (0,104)	3,276 (0,194)	4,686 (0,196)

a. Les statistiques C_{μ} et C_{η} testent respectivement l'hypothèse nulle de restriction de cointégration déterministe et l'hypothèse nulle de cointégration stochastique. Les valeurs critiques sont respectivement 0,314 et 0,121 (Shin, 1994).

b. $H(0,1)$ et $H(1,q)$ sont respectivement les tests statistiques de l'hypothèse nulle de restriction de cointégration déterministe et de l'hypothèse nulle de cointégration stochastique. Ils sont distribués selon une loi du χ^2 à 1 et $q-1$ degrés de libertés. Les valeurs entre parenthèses sont leur «p-value».

s. significatif à 5%.

Tableau 3 : estimations des paramètres intratemporels (demande importables)^a

Paramètres	MCOD ^b	CCR
Constante	-0,712 ^s (0,079)	0,727 ^s (0,080)
α	1,457 ^s (0,389)	1,392 ^s (0,277)

a. Les valeurs entre parenthèses sont les écarts types asymptotiques des paramètres estimés.

b. Le nombre de décalage retenu pour les estimations MCOD est de un avec une correction AR(2). Tous les décalages sont significatifs.

s. significatif à 1%, 5% et 10%.

Tableau 4 : estimations des paramètres intratemporels (fonction de consommation)^a

Paramètres	MCOD ^b	CCR
Constante	-1,147 ^s (0,239)	-1,097 ^s (0,215)
Trend	-0,033 ^s (0,003)	-0,041 ^s (0,005)
$1/\theta$	0,920 ^s (0,134)	0,934 ^s (0,126)

a. Les valeurs entre parenthèses sont les erreurs standards asymptotiques des paramètres estimés.

b. Le nombre de décalage retenu pour les estimations MCOD est guidé par le critère de significativité des coefficients associés aux décalages. La correction des écarts types est un processus AR (1).

s. significatif à 1%, 5% et 10%.

seuil de 5%, ce qui signifie que les biens importables intra-UEM et ceux hors UEM sont parfaitement substituables. La valeur de α trouvée par les MCOD est relativement plus élevée que celle par CCR bien que son écart-type soit aussi plus élevé. Nous retenons alors une moyenne des deux estimateurs⁽¹⁶⁾ pour fixer ϕ et α respectivement à 0,672 et 1,424 sur notre période d'estimation.

Étant données les valeurs moyennes de ϕ et α , nous avons estimé la relation d'équilibre de long terme de l'étape 2. Les résultats des estimations MCOD et CCR sont présentés dans le tableau 4. Puisque l'hypothèse de cointégration déterministe n'a pas été retenue (cf. tableau 2), il convient alors d'estimer la relation en incluant un terme de tendance. La présence de ce trend signifie que la constante dans le modèle estimé n'est pas stable sur l'échantillon⁽¹⁷⁾. Il

se peut, par conséquent, que ce terme de tendance déterministe, qui souligne les changements de structure dans la composition des biens consommés (importables et non échangeables), capture l'influence des variables omises du modèle telles que les effets de l'amélioration en terme de qualité des biens importables, l'accumulation par les consommateurs français des connaissances sur les caractéristiques des variétés des biens de consommation importés (Feenstra, 1994 ; Clarida, 1994 ; Amano *et alii*, 1998).

Les estimateurs trouvés par les procédures CCR et MCOD ne sont pas très différents et sont tous statistiquement significatifs. En particulier, la valeur estimée de l'élasticité de substitution intratemporelle θ est statistiquement positive et l'hypothèse qu'elle soit égale à un n'est pas rejetée même au-delà d'un seuil de 10%. Par conséquent, nous ne pouvons pas rejeter l'hypothèse que les biens importables et non échangeables sont des substituts bruts. Au final, nous retenons ici encore une moyenne des estimateurs CCR et MCOD des paramètres structurels pour la suite de notre procédure d'estimation. Les valeurs fixées⁽¹⁸⁾ pour w et θ dans la fonction de consommation agrégée sont alors respectivement 0,107 et 1,08.

Valeurs estimées des paramètres structurels intertemporels

Étant donné ses valeurs de paramètres intratemporels, il est maintenant possible de procéder à l'estimation de l'équation d'Euler (32) par les GMM. Les erreurs de cette relation stochastique, définies comme les erreurs de prévisions⁽¹⁹⁾ de l'agent, sont :

$$(38) \quad u_t = \left\{ (1+r_t) \frac{P_{pt}}{P_{pt+1}} \left[\frac{wm_{t+1}^{1-\frac{1}{\theta}} + n_{t+1}^{1-\frac{1}{\theta}}}{wm_t^{1-\frac{1}{\theta}} + n_t^{1-\frac{1}{\theta}}} \right]^{\frac{\sigma-\theta}{\sigma(\theta-1)}} \left(\frac{m_{t+1}}{m_t} \right)^{\theta(\alpha-1)} \left(\frac{m_{pt+1}}{m_{pt}} \right)^{-\frac{1}{\alpha}} \right\} - \frac{1}{\beta}$$

Sous l'hypothèse que l'agent représentatif forme des anticipations rationnelles sur l'évolution future de sa consommation et des prix relatifs du bien extra-UEM, nous pouvons déduire que ces erreurs de prévisions sont indépendantes des variables appartenant à l'ensemble des informations dont il dispose à l'instant t , c'est-à-dire, au moment où il forme ses anticipations. Nous pouvons donc imposer les conditions d'orthogonalité telles que ses erreurs de prévisions ne soient pas corrélées avec Z_t , le vecteur de variables instrumentales à la disposition de l'agent en t : $E(u_t, Z_t) = 0$.

Le vecteur Z_t des variables instrumentales retenues est :

$$Z_t = \left[\text{constante}, \frac{m_{pt-1}}{m_{pt-2}}, \frac{n_{t-1}}{n_{t-2}}, (1+r_{t-2}) \frac{p_{pt-2}}{p_{pt-1}}, \frac{n_{t-1}/m_{t-1}}{n_{t-2}/m_{t-2}}, \frac{n_{t-1}/m_{pt-1}}{n_{t-2}/m_{pt-2}}, \frac{m_{pt-1}/m_{ut-1}}{m_{pt-2}/m_{ut-2}}, \frac{m_{pt-1}/m_{t-1}}{m_{pt-2}/m_{t-2}} \right]$$

On peut remarquer qu'un nombre important de variables instrumentales peut être retenu pour identifier les paramètres. Ces variables permettent de générer des contraintes de suridentification, d'améliorer l'efficacité des estimateurs et de tester la spécification du modèle. Toutefois, les variables instrumentales dans le vecteur Z_t doivent respecter deux hypothèses importantes⁽²⁰⁾ : il faut que les instruments soient strictement stationnaires (Ogaki, 1993) et ils doivent être fortement corrélés avec les variables explicatives (Hamilton, 1994 ; Davidson et McKinnon, 1993).

Les résultats des estimations, reportés dans le tableau 5, indiquent que les paramètres sont estimés efficacement, étant donné les variables instrumentales, puisque les restrictions de suridentification imposées ne sont pas rejetées au vu de la «*p-value*» de la statistique J ⁽²¹⁾. Concernant les valeurs des paramètres, il apparaît que le paramètre de préférence pour le présent est significatif, a le signe attendu et est bien identifié à 0,875 puisque l'hypothèse nulle qu'il soit égal à un est rejetée au seuil de 5%. Les agents, en France, ont alors une préférence relativement forte pour consommer

Tableau 5 : estimations des paramètres intertemporels^a

Paramètres	Valeurs
β	0,875 (0,04)
σ	0,450 (0,137)
$J(6)$	6,775 (0,342)

a. Les valeurs entre parenthèses sont les écarts types asymptotiques et la «*p-value*» du test J . La matrice de variance covariance estimée des résidus est de type Newey et West (1987) avec un paramètre de troncature égal à 1.

aujourd'hui plutôt que d'épargner. Le paramètre d'élasticité de substitution intertemporelle σ est aussi statistiquement significatif et positif. Toutefois, l'hypothèse nulle qu'elle soit égale à un est rejetée aux seuils conventionnels. Par conséquent, bien que σ soit significatif et donc que les transferts intertemporels de consommation en France existent, ces derniers restent assez faibles.

Simulations des conditions Marshall Lerner élargies et courbes en J

Simulations des conditions Marshall Lerner élargies

Il est à noter, au préalable, que les simulations sont réalisées en évaluant les conditions ML (25) et (29) établies dans la deuxième partie sur différentes sous-périodes⁽²²⁾. Les élasticités de substitution intratemporelles et intertemporelles sont, par définition, constantes. En revanche, les parts des biens de consommation importables (β_{mu} , β_{mp} et donc β_m), la part des exportables ($1-\mu_m$) et le taux d'épargne (λ) varient selon les périodes. Nous avons alors calculé les valeurs moyennes de ces paramètres à chaque sous-période.

Le tableau 6 décompose les effets de substitution (terme de gauche) et de lissage intertemporel (terme de droite) à partir de la condition (25), c'est-à-dire, lorsque l'on ne distingue pas l'origine du choc extérieur de prix relatif. Ces effets représentent donc les fluctuations du compte courant agrégé en France à court-moyen terme dues aux chocs temporaires des termes de l'échange avant la mise en place de l'UEM. Il apparaît que, suite à une détérioration temporaire globale des termes de l'échange, les fluctuations du compte courant global sont très diverses selon les différentes sous-périodes considérées. Ainsi, au début des années soixante-dix, au milieu des années quatre-vingt et à la fin des années quatre-vingt-dix, la contribution des effets de lissage intertemporels est plus forte que celle de effets de substitution, ce qui conduit à des détériorations temporaires du solde courant durant ces périodes. Les effets de perte de pouvoir d'achat des exportations n'y sont donc pas compensés par les effets de report (transfert intertemporel) de la consommation des importables. De plus, les contributions des effets de substitution et de lissage à la variation du solde extérieur ont été les plus fortes au début des années soixante-dix (période des chocs énergétiques) et au milieu des années 1980 +(avant les accords de Plaza⁽²³⁾). Ces conclusions doivent, cependant, être nuancées dans la mesure où l'effet multiplicateur de la demande étrangère sur le revenu des échangeables (exportations notamment) n'a pas été incorporé ni dans l'analyse, ni dans les simulations réalisées⁽²⁴⁾. Néanmoins, dans la limite de la modélisation adoptée, on note que l'effet total à

Tableau 6 : variation du compte courant^a, en pourcentage, due aux différents effets suite à une détérioration temporaire globale des termes de l'échange de 1% (dCA_1 / dp_1)

	Substitution	Lissage	Total
1972-1973	6,76	-7,48	-0,72
1978-1979	4,74	-4,73	0,01
1985-1986	6,22	-6,29	-0,07
1992-1993	5,12	-4,88	0,24
1998-1999	3,08	-3,15	-0,07

a. On fait l'hypothèse ici que la détention des avoirs extérieurs, B_t , est nulle sur les deux périodes. Les taux d'épargne moyens, λ , ont été calculés à partir d'une moyenne des taux d'intérêts mondiaux sur les deux périodes.

court-moyen terme sur le solde commercial d'un choc temporaire des termes de l'échange tend à diminuer, depuis les années quatre-vingt même s'il est relativement fort au milieu des années quatre-vingt-dix (turbulences monétaires au sein du SME). Ceci est du aussi bien à la diminution des effets de substitution que celle des effets de lissage. Ce qui entraîne qu'une détérioration temporaire des termes de l'échange de 1 % ne détériore le solde extérieur global que de 0,07% à la fin des années 1990.

Le tableau 7 montre les simulations des effets de la variation du compte courant dus aux variations temporaires des termes de l'échange intra- et extra-UEM. Ces simulations ont été réalisées dans le but de donner la taille des différents effets lorsque le pays est à l'intérieur et en dehors d'une UEM (comparaison entre tableau 6 et 7). On constate, tout d'abord, que la contribution des différents effets (de lissage et de substitution) sur le compte extérieur est plus forte lors des variations temporaires des termes de l'échange intra-UEM que lors des chocs

extra-UEM. Le compte courant en France est plus sensible aux variations des prix intra-UEM. Ce qui est dû au fait que les parts des biens intra-UEM dans les importables en France sont plus élevées. Toutefois, l'ampleur de l'effet total net a été plus élevée lors des chocs extra-UEM au début des années 1970 et au milieu des années 1980. De même, alors que, suite à une détérioration extra-UEM des termes de l'échange, le compte courant global se détériore systématiquement quelque soit les sous périodes, cette corrélation n'est pas vérifiée sur toutes les périodes lors des chocs intra-UEM. En effet, pour la fin des années 1970, le milieu des années 1980 et le début des années 1990, le compte extérieur de l'économie française varie dans un sens opposé lors d'un choc intra-UEM dans la mesure où les effets de substitution intertemporels compensent largement les effets de lissage.

Au total, il en résulte que, dans le cadre d'une UEM lorsque seuls les effets de prix relatifs extra-UEM sont pris en compte ($dp_p > 0$ et $dp_u = 0$), le solde courant de l'économie française apparaît moins sensible aux variations extérieures transitoires des termes de l'échange. La mise en place de l'UEM diminue en effet, son exposition externe. Dans le cas par exemple d'une dépréciation de l'euro, le compte courant en France semble se détériorer puisque les effets de substitution ne compensent pas les effets de lissage de la consommation. Cette corrélation négative provient de la suppression du canal de transmission des chocs intra-UEM sur le solde extérieur. Les variations du solde courant face aux chocs extra- ne sont plus alors compensées par des variations opposées dues aux chocs intra-. Inversement, dans le cas d'une appréciation de la monnaie unique, puisque l'amélioration du pouvoir d'achat des exportations compense plus que

Tableau 7 : décomposition de la variation du compte courant, en pourcentage, suite à des chocs temporaires intra et extra-UEM des termes de l'échange de 1% (détériorations)^a

	(dCA_1 / dp_1)			(dCA_1 / dp_{ul})		
	Substitution	Lissage	Total	Substitution	Lissage	Total
1972-1973	2,47	-2,92	-0,45	4,29	-4,57	-0,28
1978-1979	1,51	-1,62	-0,11	3,23	-3,10	0,13
1985-1986	1,94	-2,21	-0,27	4,28	-4,08	0,20
1992-1993	1,63	-1,76	-0,13	3,49	-3,12	0,37
1998-1999	1,05	-1,09	-0,04	2,02	-2,06	-0,04

a. Même remarque que la note a du tableau 6.

Tableau 8 : décomposition des variations des comptes extérieurs, en pourcentage, suite à une détérioration des termes de l'échange extra-UEM de 1%^a

	(dCA_{ul} / dp_{pl})			(dCA_{pl} / dp_{pl})		
	Substitution	Lissage	Total	Substitution	Lissage	Total
1972-1973	-30,96	19,88	-11,08	33,44	-22,80	10,64
1978-1979	-29,48	19,44	-10,04	30,98	-21,06	9,92
1985-1986	-29,50	19,20	-10,30	31,44	-21,41	10,03
1992-1993	-30,04	19,64	-10,40	31,67	-21,40	10,27
1998-1999	-31,16	21,40	-9,76	32,27	-22,49	9,72

a. Même remarque que la note a du tableau 6. De plus, les variations des soldes extérieurs ont été calculées en fonction de la consommation globale des importables pour permettre une comparaison des effets avec le tableau 7.

largement la baisse de la demande de biens importables (et, corollairement, l'augmentation de celle de biens non échangeables) et l'augmentation de l'épargne, le compte courant agrégé de l'économie française est susceptible de se détériorer. L'origine de ce résultat peut être examinée à travers le tableau 8.

En effet, celle ci donne la décomposition des variations des comptes extérieurs (relativement aux pays de l'UEM et aux pays du reste du monde) lors d'un choc temporaire défavorable des termes de l'échange extra-UEM. Il apparaît que l'effet total net de tel choc sur le compte courant vis-à-vis des pays de l'UEM est plus élevé que sur la balance commerciale vis-à-vis des pays hors UEM. La balance commerciale intra-UEM se dégrade beaucoup plus que l'amélioration relative du compte vis-à-vis du reste du monde quelque soit la sous-période considérée. La variation du compte extra ne compensant pas celle du compte intra-, il en résulte une détérioration temporaire du compte global suite à un choc temporaire extra-UEM des termes de l'échange. De plus, la comparaison des différents effets entre les sous périodes indique que les évolutions des effets de lissage (aussi bien sur le compte intra- qu'extra-) sont supérieures, notamment depuis les années 1990, que ceux des effets de substitution (sauf par rapport à la sous période 1985-86). Par exemple, entre 1998-1999 et 1978-79, alors que les effets de substitution sur le compte intra (respectivement extra) ont augmenté de 1,68 (1,22) point, les effets de lissage quant à eux se sont accrût d'environ 1,96 (1,42) point. Par conséquent, bien que les effets de substitution expliquent relativement mieux les variations des comptes externes que celle des effets de lissage, l'augmentation de ces derniers modifient leur sensibilité. La relative stabilité des effets de substitution et la plus grande variance des effets de lissage au cours de ses trente dernières années permettent de conclure que l'impact des variations de l'euro sur les comptes externes serait mieux expliqué par les effets de lissage de la consommation. Ici encore, ses résultats des simulations sont à prendre avec précaution car l'analyse partielle ici néglige les effets de retours via le commerce extérieur et, notamment, la transmission de la variation de la demande d'importations des autres pays de l'UEM, affectés de la même manière par le choc externe, sur le revenu échangeable en France⁽²⁵⁾.

Simulations des courbes en J

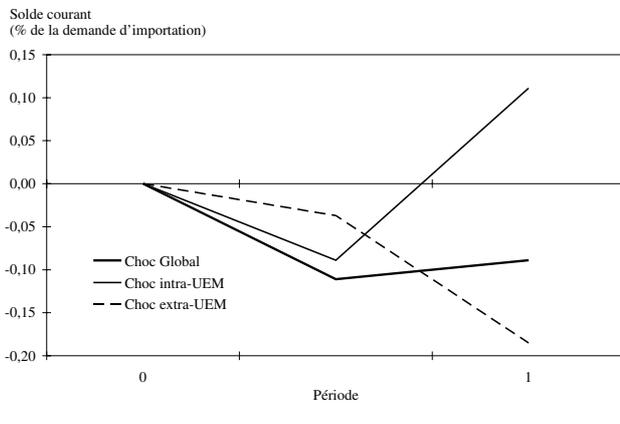
Enfin, les dernières simulations concernent la mise en évidence des effets de type courbe en J . La figure 2 illustre les effets de type courbes en J de la dynamique du compte courant lors d'un choc temporaire (à la période 1) des termes de l'échange (global, intra- et extra-UEM) et en moyenne sur la période étudiée. On considère que le solde courant est équilibré au début de l'analyse. De plus, on

suppose qu'à très court terme, les variations des termes de l'échange n'entraînent aucun effet sur le taux de change réel. Pour simplifier, on pose que l'élasticité de substitution intra-temporelle est nulle à court terme. En effet, du fait de l'existence de délai d'ajustement des prix domestiques (ou encore la fidélité aux marques et d'autres explications dépassant le modèle simple adopté ici), la substitution des dépenses des agents vers les biens non échangeables domestiques et l'appréciation du taux de change réel consécutive à une détérioration des termes de l'échange sont négligeables. De même, il n'existe pas d'effet de substitution et de lissage intertemporel de la consommation des importables du fait de l'insensibilité de l'indice général des prix et de la richesse réelle de l'agent face au choc. Par conséquent, dans un premier temps, seuls les effets valeurs jouent, c'est à dire, on ne tient compte que de l'effet de la détérioration des termes de l'échange sur le revenu des biens échangeables qui correspond, à l'équilibre externe initial, à la perte de pouvoir d'achat des biens exportables. C'est seulement dans un second temps, après l'ajustement des prix, que les conditions ML jouent pleinement et on assiste au réajustement des quantités des biens importables consommés selon les motifs de substitution (intratemporels et intertemporels) et de richesse. Enfin, on ne présente pas la dynamique du compte courant à la seconde période car, du fait de l'équilibre intertemporel de l'économie, celle ci n'est rien d'autre que l'opposé de l'effet à la période présente.

Il apparaît que suite à une détérioration des termes de l'échange, l'impact sur le solde courant est tout d'abord négatif puisqu'il n'y a pas de réallocation de la consommation. Puis, dans un second temps, on assiste à une amélioration du solde commercial car la consommation des importables diminue et la condition ML élargie est respectée. On constate le phénomène de type courbe en J en France lors d'une détérioration globale de ses termes de l'échange. Il n'y a pas d'excédent courant à moyen-terme à la suite d'un tel choc puisque sa condition ML élargie n'est pas vérifiée. Au contraire, puisque celle ci est respectée lors d'une détérioration de ses termes de l'échange intra-UEM, le solde courant en France est en excédent à moyen-terme. À l'opposé, lors de la détérioration commune des termes de l'échange extra-UEM, sa courbe en J est renversée puisque la dégradation de son solde externe est plus forte à moyen-terme qu'à court-terme. La mise en place de l'UEM et l'élimination de la variation de ses termes de l'échange intra-UEM modifient ainsi la dynamique de type courbe en J du compte courant français. Hors UEM, un choc global sur ses termes de l'échange implique que les courbes en J ont une forme usuelle. Il convient encore de souligner que la limite principale de ce type d'exercice de simulation des courbes en J réside là aussi dans le fait que celui ci ne tient pas compte des effets de la demande étrangère sur les soldes courants. Clairement, les

courbes en J traduisent uniquement la réallocation de la demande nette de biens importables et ne prennent pas en compte les variations des exportations. L'évaluation de ces dernières peut modifier la forme des courbes en J et impliquer une amélioration à moyen-terme du compte courant en France.

Figure 2 : détérioration temporaire des termes de l'échange et courbes en J



Conclusion

Grâce à une formulation précise du problème de l'agent représentatif d'une économie membre d'une UEM, nous avons pu déterminer les conditions par lesquelles les variations des prix relatifs extérieurs et intérieurs à l'UEM affectent la demande de biens importables et les comptes extérieurs de cette économie. En effet, une modélisation séparable des préférences de l'agent permet de traduire, en plusieurs étapes, ses allocations optimales de consommation entre biens échangeables intra- et extra-UEM, entre biens domestiques et importables et de manière intertemporelle.

À partir des estimations robustes des paramètres structurels qui gouvernent les décisions de l'agent, les conditions ML élargies aux niveaux intertemporels et de l'UEM ainsi que la taille des différents effets sur le compte courant en France ont pu être mesurées. Il en résulte deux enseignements majeurs. D'une part, l'introduction de l'euro a diminué l'impact de chocs des termes de l'échange extra-UEM sur le compte courant agrégé de l'économie française en le rendant moins sensible à des tels chocs. D'autre part, la dynamique des comptes extérieurs de l'économie française est mieux expliquée, sur la période récente, par des effets de lissage intertemporels (revenu) que par les effets de substitution de la consommation. La mise en place de l'UEM implique, en effet, une élimination des variations des termes de l'échange intra-UEM et une réduction de l'exposition externe de la France. La suppression du canal de transmission positif des chocs intra-UEM sur son solde extérieur provoque alors une diminution de la

sensibilité du compte courant global et implique que les effets de lissage intertemporels sont plus forts que les effets de substitution de la demande de biens importables. Ainsi, une appréciation de l'euro pourrait entraîner des gains temporaires de pouvoir d'achat et une amélioration temporaire du compte courant de l'économie française. À l'inverse, une dépréciation de l'euro semble être défavorable à la demande globale et la croissance (à court terme) puisque les pertes de pouvoir d'achat sont relativement plus importantes que les gains résultant du report des dépenses de consommation.

Plusieurs voies de prolongements à ce travail restent encore à exploiter. Il convient de comparer, tout d'abord, la sensibilité des comptes extérieurs des différents pays membres de l'UEM face à un choc commun extra-UEM des termes de l'échange. Les questions concernant d'éventuelles asymétries des effets de chocs extérieurs méritent d'être posées. De même, dans la mesure où les effets revenus semblent être importants, il conviendrait de relâcher l'hypothèse d'une petite économie ouverte de dotations. Une des voies possibles pour y parvenir est la construction d'un modèle international prenant en compte les interdépendances via le commerce extérieur. Celui-ci permettrait d'analyser les effets multiplicateurs de la demande externe sur les exportations et aussi les effets retours via la demande des autres pays de l'UEM. Une analyse de la sensibilité des soldes bilatéraux semble même primordiale dans le cas de la France dont la croissance en volume des exportations ces dernières années peut expliquer l'effet dominant du lissage intertemporel et la diminution de la consommation des biens non échangeables. Enfin, bien que l'analyse menée ici reste bornée sur les impacts du côté de la demande, la connaissance des valeurs des élasticités du commerce extérieur d'un pays de l'UEM vis-à-vis de ses partenaires commerciales membres et non-membres de l'UEM est aussi essentielle pour déterminer (à court-moyen terme) les impacts sur l'activité économique d'une variation de l'euro. Tavéra (1998) montre, à partir d'une maquette théorique calibrée de type keynésienne, que les effets multiplicateurs qui affectent l'output d'un pays membre lors d'une dépréciation compétitive de l'euro dépendent des conditions de Marshal Lerner bilatérales du pays par rapport à ses partenaires de l'UEM et du reste du monde. Or, l'évaluation des effets y est basée sur des conditions ML statiques. Un réexamen des variations de l'output générées par les fluctuations de l'euro s'avère nécessaire par une meilleure prise en compte des réallocations intertemporelles de la demande.

Notes

- (1) Bien que les avantages de l'UEM dépassent les effets liés au commerce extérieur et qu'il n'existe pas à proprement parler d'une politique de change de la part de la BCE, les gains de compétitivité résultant des dépréciations de l'euro permettraient de gérer des chocs asymétriques dans l'Union et de synchroniser les cycles entre les pays de la zone euro et le reste du monde. Il est bien entendu clair que cet article n'a pas pour ambition de déterminer une politique de change «optimale» par le biais de la mesure des effets de compétitivité.
- (2) La résolution du problème de l'agent en plusieurs étapes est une extension de la résolution en deux étapes de Dornbusch (1983).
- (3) Les équations (12) et (13) sont obtenues en utilisant la condition d'équilibre intra-temporelle (11) et l'équation des dépenses de consommation, $P_t C_t = p_t m_t + q_t n_t$.
- (4) Ils mesurent les coûts minimums payés par l'agent pour obtenir une unité du panier de biens importables m_t et de biens de consommation agrégée C_t .
- (5) Dans ce cas, puisqu'il y a ni investissement, ni dépenses publiques dans notre modèle, le compte courant n'est rien d'autre que l'épargne privée.
- (6) Généralement, on dit qu'il y a *pass-through* complet lorsque la variation de la monnaie domestique se répercute par une variation des prix relatifs des importables d'un pourcentage égal. Par conséquent, la loi du prix unique est vérifiée.
- (7) En effet, compte tenu de la définition adoptée de la balance courante, les chocs des taux de change réels n'ont aucun impact sur le revenu échangeable réel.
- (8) Il est bien entendu clair qu'il ne peut y avoir des conditions semblables sur le marché des biens échangeables puisque les déséquilibres de la balance courante permettent, à chaque période, des écarts entre l'offre et la demande des échangeables qui seront financés par appel à l'épargne étrangère, dans le cas d'un déficit, ou bien constitueront des avoirs extérieurs, dans le cas d'un surplus.
- (9) Par souci de simplification est posée l'hypothèse selon laquelle le consommateur représentatif ne détient pas des avoirs extérieurs et donc que sa richesse actualisée réelle à la période 1 est uniquement constituée des flux actualisés de revenu réel de la période 1 et 2. De plus, on considère une situation d'équilibre stationnaire telle que les parts des biens soient identiques sur les deux périodes.
- (10) Ici aussi, on suppose que les parts des biens sont identiques sur les deux périodes.
- (11) C'est en effet la distinction de la demande de biens importables entre biens intra- et extra-UEM qui expliquent l'essentiel de la variation des comptes externes bilatéraux car la condition ML élargie est identique dans les deux cas.
- (12) Il est clair que la version stochastique du modèle modifierait sensiblement l'analyse des effets des chocs des termes de l'échange sur le compte courant. Cependant, la prise en compte de l'incertitude a ici pour but unique de rechercher une cohérence économétrique entre le modèle déterministe et la nature stochastique des choix afin de trouver des estimateurs robustes des paramètres structurels et notamment, les élasticités de substitution.
- (13) Pour la modélisation du côté offre de l'économie, se référer à Ogaki (1992), Ogaki et Park (1997) entre autres.
- (14) Cette correction du biais est d'autant plus importante que la taille de notre échantillon qui est constituée de données annuelles est très petite.
- (15) Les séries m_t et p_t ont été construites à partir des résultats de l'estimation des paramètres structurels $\hat{\alpha}$ et $\hat{\phi}$ (voir tableau 3).
- (16) Compte tenu de la spécification estimée par rapport à la condition de premier ordre, on déduit la valeur de $\hat{\phi}$ de la manière suivante : $\hat{\phi} = 1 / (1 + \exp(\text{constante}))$.
- (17) En effet, les tests C_u de Shin (1994) et $H(0,1)$ de Park (1992) peuvent être aussi assimilés comme des tests de stabilité de la constante sous l'hypothèse nulle de cointégration, cf. Shin (1994).
- (18) Étant donnée la spécification retenue, w est ici calculé en prenant compte le coefficient de la tendance : $w = \exp(\text{constante} + \text{trend} \times 30)$.
- (19) Ces erreurs de prévisions sont considérées comme des échecs à atteindre l'optimum ou d'autres conséquences mesurables de prévisions imparfaites.
- (20) Le choix des variables a été dicté par les critères de stationnarités et de forte corrélation avec les variables incluses dans la relation d'Euler. On remarque qu'aucune variable n'est prise au temps t et que les taux de croissance ont été préférés à chaque fois pour éviter qu'il existe une corrélation contemporaine entre ses variables et le processus moyenne mobile des termes d'erreurs. Certes, comme le souligne l'un des rapporteurs, les résultats des estimations GMM sont sensibles aux choix des instruments. Cependant, dans notre estimation, au-delà des critères de stationnarité et de corrélation, les instruments choisis sont des variables «naturelles» incluses dans la relation estimée (prix relatifs, ratio de demande...). De plus, le choix du vecteur de variables instrumentales est guidé, à travers le test J de Hansen (1982), par la recherche des estimateurs efficaces. Enfin, comme le modèle est non linéaire, on a également retenu le critère de la vitesse de convergence des estimateurs. Les résultats obtenus par des instruments autres que ceux choisis (disponibles auprès de l'auteur) ne modifient pas sensiblement les résultats.
- (21) Le test J de Hansen (1982) permet de tester la validité des conditions des moments imposés. Sous l'hypothèse nulle que les restrictions de suridentification ne sont pas rejetées par les données et que les paramètres estimés sont efficaces, étant donné les variables instrumentales, J suit une loi de χ^2 avec $(q - p)$ degrés de liberté.
- (22) Les sous-périodes ont été choisies pour refléter au mieux les variations des différentes variables dans l'échantillon.
- (23) L'amélioration des termes de l'échange consécutive à la baisse du dollar et le contre choc pétrolier explique sans doute ce résultat.
- (24) En effet, l'hypothèse (simplificatrice) d'une petite économie ouverte qui amène à fixer, de manière exogène, l'offre des exportations domestiques ne permet pas de prendre en compte les répercussions de la hausse des exportations (consécutive à l'amélioration des termes de l'échange pour le reste du monde) sur le revenu domestique Y^T . Les répercussions de la variation de la demande d'importations domestiques (exportations du reste du monde) sur le PIB étranger et ainsi sur leurs importations (et donc les exportations domestiques) ne sont pas non plus incorporées. Ces répercussions sont analysées dans un cadre bilatéral du modèle adopté dans le chapitre 5 de Mehoumoud Issop (2003).
- (25) La prise en compte des effets multiplicateurs de la demande externe nécessite la construction d'un modèle macroéconomique international et dépasse ainsi le cadre analytique simple adopté dans cet article (cf. chapitre 5 de Mehoumoud Issop (2003)).

Bibliographie

- Agénor P.R., Bismuth C., Cashin P. et Mc Dermott C.J. (1999).** "Consumption Smoothing and The Current Account. Evidence for France, 1970-1996", *Journal of International Money and Finance*, vol.18, pp. 1-12.
- Amano R.A., Ho W. et Wirjanto T.S. (1998).** "Intraperiod and Intertemporal Substitution in Import Demand", *Cahier de Recherche du CREFE*, n° 84, Université du Québec à Montréal.
- Campa J.M. et Goldberg L.A. (2002).** "Exchange Rate Pass-Through into Import Prices. a Macro or Micro Phenomenon", *NBER Working paper*, n° 8934.
- Cashin P. et MC Dermott C.J. (1998).** "Terms of Trade Shocks and the Current Account", *IMF Working paper*, n° 98/177.
- Clarida R.H. (1994).** "Cointegration, Aggregate Consumption, and the Demand for Imports a Structural Econometric Investigation", *American Economic Review* 84, pp. 298-308.
- Davidson R. et MacKinnon J.G. (1993).** *Estimation and Inference in Econometrics*, Oxford University Press, New York.
- Devereux M.B. et Engel C. (2001).** "Endogenous Currency of Price Setting in a Dynamic Open Economic Model", *NBER Working paper*, n° 8559.
- Dornbusch R. (1983).** "Real Interest Rates, Home Goods, and Optimal External Borrowing", *Journal of Political Economy*, n° 91, février, pp. 141-153.
- Edwards S. (1989).** "Temporary Terms-of-Trade Disturbances, the Real Exchange Rate and the Current Account", *Economica*, n° 56, pp. 343-357.
- Edwards S. (1987).** "Tariffs, Terms of Trade, and the Real Exchange Rate in Intertemporal Optimizing Model of the Current Account", *NBER Working paper* 2214.
- Feenstra R.C. (1994).** "New Products Varieties and the Measurement of International Prices", *American Economic Review*, n° 84, pp. 157-176.
- Hamilton J.D. (1994).** *Time Series Analysis*, Princeton University Press, Princeton.
- Hansen L.P. (1982).** "Large Sample Properties of Generalised Method of Moments Estimators", *Econometrica*, n° 50, pp. 47-60.
- Jang K. et Ogaki M. (2001).** "User Guide for CCR", manuscript.
- Kwiatkowski D., Phillips P., Schmidt P. et Shin Y.(1992).** "Testing the Null Hypothesis of Stationarity Against the Alternative of a Unit Root: How Sure Are we that Economic Time Series Have a Unit root?", *Journal of Econometrics*, n° 54, pp. 159-178.
- Mehoumoud Issop Z. (2003).** "Chocs des termes de l'échange et fluctuations des comptes externes : une analyse théorique et empirique sur les pays de l'UEM", *Thèse de doctorat en sciences économiques*, Université de Rennes 1.
- Mehoumoud Issop Z. (2001).** "Chocs des termes de l'échange et balance courante : une estimation des effets de substitution en France (1972-1998)", *Economie Internationale*, la revue du CEPII, n° 86, 2^{ème} trimestre, pp. 27-47.
- Newey W.K. et West K.D. (1987).** "A Simple, Positive, Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix", *Econometrica*, n° 55, pp. 703-708.
- Obstfeld M. (2002).** "Exchange Rates and Adjustment : Perspective from the New Open Economy Macroeconomics", *Monetary and Economic Studies (special edition)*, décembre, p. 23-46.
- Obstfeld M. (2001).** "International Macroeconomics: Beyond the Mundell-Fleming Model", *NBER Working paper*, n° 7864.
- Obstfeld M. et Rogoff K. (2000).** "New Directions for Stochastic Open Economy Models", *Journal of International Economics*, n° 97, pp.251-270.
- Obstfeld M. et Rogoff K. (1996).** *Foundations of International Macroeconomics*, MIT Press, Cambridge (Massachusetts).
- Ogaki M. (1992).** "Engel's Law and Cointegration", *Journal of Political Economy*, n°100, pp. 1027-1046.
- Ogaki M. (1993a).** "Generalized Method of Moments: Econometric Applications", dans *Handbook of Statistics*, vol. 11, pp. 445-488, Elsevier.
- Ogaki M. (1993b).** "Units Roots in Macroeconometrics: a Survey", *Rochester Center for Economic Research Working Paper*, n° 364, Rochester, New-York :University of Rochester.
- Ogaki M. et Park J.Y.(1997).** "A Cointegration Approach to Estimating Preference Parameters", *Journal of Econometrics*, n° 82, pp.107-134.
- Ostry J.D. (1988).** "The Balance of Trade, Terms of Trade, and Real Exchange Rate : an Intertemporel Optimizing Framework", *IMF Staff Papers*, n° 35, pp.541-573.
- Park J.Y. (1992).** "Canonical Cointegrating Regressions", *Econometrica*, n° 60, pp.119-143.
- Park J.Y. et Choi B. (1988).** "A New Approach to Testing for a Unit Root", *CAE Working Paper*, n° 88-23, Cornell University.
- Shin Y. (1994).** "A Residual-Based Test of the Null of Cointegration Against the Alternative of Non Cointegration", *Econometric Theory*, n° 10, pp. 91-115.
- Shoven J.B. et Whalley J. (1992).** *Applying General Equilibrium*, Cambridge Surveys of Economic Literature, Cambridge University Press, United Kingdom.
- Stock J-H. et Watson M.W. (1993).** "A Simple Estimator of Cointegrating Vectors in Higher Order Integrated Systems", *Econometrica*, n° 61, pp. 783-820.
- Tavéra C. (1998).** "L'effet d'une dépréciation compétitive de l'Euro", *Economie Internationale*, la revue du CEPII n° 75, 1^{er} trimestre, pp. 31-50.

À partir du programme complet de l'agent, les fonctions de demande des non échangeables sont déterminées par :

$$(40) \quad n_1 = q_1^{-\theta} p_1^{\theta-1} W_1 [1 + \beta^\sigma R_{1,2}^{1-\sigma} (P_1 / P_2)^{\sigma-1}]^{-1}$$

$$(41) \quad n_2 = q_2^{-\theta} p_2^{\theta-1} W_1 [1 + \beta^\sigma R_{1,2}^{1-\sigma} (P_1 / P_2)^{\sigma-1}]^{-1}$$

En prenant les différentielles totales de (23) et (24), conditions d'équilibre sur le marché des non échangeables et en faisant l'hypothèse que les parts des biens dans les dépenses de consommation sont identiques les deux périodes, c'est-à-dire, $\beta_{m1} = \beta_{m2}$ et $\beta_{n1} = \beta_{n2}$, nous obtenons le système d'équations suivant :

$$\begin{bmatrix} -\beta_m \theta - \beta_n \lambda \sigma & \beta_n \lambda \sigma \\ \beta_n (1-\lambda) \sigma & -\beta_m \theta - \beta_n (1-\lambda) \sigma \end{bmatrix} \begin{bmatrix} dq_1 \\ dq_2 \end{bmatrix}$$

$$\begin{bmatrix} -\beta_m \{\theta - [(1-\mu_m)(1-\lambda) + \lambda \sigma]\} & -\beta_m \lambda [\sigma - (1-\mu_m)] \\ -\beta_m (1-\lambda) [\sigma - (1-\mu_m)] & -\beta_m \{\theta - [(1-\mu_m)\lambda + (1-\lambda)\sigma]\} \end{bmatrix}$$

$$\begin{bmatrix} dp_1 \\ dp_2 \end{bmatrix}$$

avec λ est le taux d'épargne moyen défini comme le ratio des dépenses actualisées de la consommation future sur la richesse totale :

$$\lambda = R_{1,2} P_2 C_2 / W_1 = \beta^\sigma R_{1,2}^{1-\sigma} (P_1 / P_2)^{\sigma-1} [1 + \beta^\sigma R_{1,2}^{1-\sigma} (P_1 / P_2)^{\sigma-1}]^{-1}$$

et β_i et β_{mi} sont respectivement la part du bien i dans les dépenses de consommation totale et des importables et plus précisément, on a :

$$\begin{aligned} \beta_m &= pm / PC = w^\theta p^{1-\theta} p^{\theta-1} & \beta_{mu} &= p_u m_u / pm = \phi p^{1-\alpha} p^{\alpha-1} \\ \beta_n &= qn / PC = q^{1-\theta} P^{\theta-1} & \beta_{mp} &= p_p m_p / pm = (1-\phi) p^{1-\alpha} p^{\alpha-1} \\ \beta_m + \beta_n &= 1 & \beta_{mu} + \beta_{mp} &= 1 \end{aligned}$$

et enfin, $\mu_m = \bar{m} / m$ où \bar{m} est la part de la dotation des biens importables dans la consommation des importables.

La résolution du système ci dessus pour dq_1 et dq_2 en fonction de dp_1 et dp_2 nous permet de déterminer l'impact sur les taux de change réels d'une variation des termes de l'échange sur les deux périodes. Nous pouvons alors déduire l'impact d'une variation temporaire des termes de l'échange sur les taux de change réels par :

$$(42) \quad dq_1 / dp_1 = \Delta^{-1} \beta_m [\{\theta - (1-\mu_m)(1-\lambda) - \lambda \sigma\} \{\beta_m \theta + \beta_n (1-\lambda) \sigma\} + \beta_n \lambda \sigma (1-\lambda) (\sigma - (1-\mu_m))]]$$

$$(43) \quad dq_2 / dp_1 = \Delta^{-1} \beta_m [(1-\lambda) \{\sigma - (1-\mu_m)\} \{\beta_m \theta + \beta_n \lambda \sigma\} + \beta_n \sigma (1-\lambda) \{\theta - (1-\mu_m)(1-\lambda) - \lambda \sigma\}]$$

où $\Delta = \beta_m \theta [\beta_m \theta + \beta_n \sigma]$.

De même, les variations de la demande d'importables à la période 1 consécutives à des variations des taux de change réels et des termes de l'échange sont données par :

$$(44) \quad dm_1 / dp_1 = m_1 p_1^{-1} [-\beta_m \lambda \{\sigma - (1-\mu_m)\} - \beta_n \{\theta - (1-\mu_m)\} - (1-\mu_m)]$$

$$(45) \quad dm_1 / dp_1 = m_1 q_1^{-1} \beta_n (\theta - \lambda \sigma)$$

$$(46) \quad dm_1 / dp_2 = m_1 q_2^{-1} \beta_n \lambda \sigma$$

En substituant les équations (42), (43), (44), (45) et (46) dans (22), et compte tenu de la condition (20), nous pouvons alors établir la condition ML élargie (25).

L'impact d'une variation temporaire des termes de l'échange extra-UEM sur les comptes extérieurs intra et extra-UEM du pays membre est donné par les relations suivantes :

$$(47) \quad dCA_{ul} / dp_{p1} = p_{ul} m_{ul} \left[-dm_{ul} / dp_{p1} - \sum_{i=1}^2 dm_{ul} / dq_i dq_i / dp_{p1} \right]$$

$$(48) \quad dCA_{pl} / dp_{p1} = Y_{pl}^T (dY_{pl}^T / dp_{p1}) + p_{pl} m_{pl} \left[-1 - dm_{pl} / dp_{p1} - \sum_{i=1}^2 dm_{pl} / dq_i dq_i / dp_{p1} \right]$$

Les élasticités totales des demandes de biens intra-UEM et du reste du monde par rapport aux prix extra-UEM sont :

$$(49) \quad dm_{ul} / dp_{p1} = \beta_{mp} [\alpha - (1-\mu_m) - \beta_n \{\theta - (1-\mu_m)\} - \beta_m \lambda \{\sigma - (1-\mu_m)\}]$$

$$(50) \quad dm_{pl} / dp_{p1} = -(1-\mu_m) - \beta_{mu} [\alpha - (1-\mu_m)] - \beta_{mp} [\beta_n \{\theta - (1-\mu_m)\} - \beta_m \lambda \{\sigma - (1-\mu_m)\}]$$

Étant donné l'impact sur les taux de change réels d'une variation temporaire extra-UEM $dq_i / dp_{p1} = \beta_{mp} dq_i / dp_i$, il suffit de remplacer (4) et (49) dans (47) et (48) pour retrouver les expressions (27) et (28).