

LES ECARTS D'INFLATION ET DE PRIX DANS LA ZONE EURO

*Jean-Pierre Laffargue*¹
(CEPREMAP et Université de Paris 1)

Résumé : Ecart de prix et d'inflation dans la zone euro de 1996 à 2002

Les niveaux et les taux de croissance des prix de la consommation peuvent différer fortement entre pays de la zone euro, même après 1999, quand ces pays adoptèrent une monnaie et une banque centrale uniques. Ces différences peuvent être décomposées en trois éléments. D'abord, le prix de la consommation peut différer d'une simple moyenne des prix à la production des biens exposés et abrités. Ensuite, les prix des biens exposés peuvent différer entre pays. Enfin les termes de l'échange interne changent au cours du temps. Ces trois éléments peuvent à leur tour être décomposés entre des spécificités nationales plus profondes et élémentaires en utilisant un modèle structurel multinational de la zone euro. Les deux cas extrêmes que nous avons identifiés, l'Allemagne et l'Irlande, ainsi que la France qui représente une situation moyenne, font l'objet d'un examen approfondi.

Abstract: Prices and inflation differentials in the Euro area from 1996 to 2002

The levels and the growth rates of consumption deflators can differ a lot between countries of the Euro area, even after 1999 when these countries adopted a unique currency and central bank. These differences can be decomposed among three components. First, the consumption price can differ from a simple average of the production prices of tradable and non-tradable goods. Secondly, the prices of traded goods can differ between countries. Thirdly, the internal terms of trade change over time. These three differences can be decomposed between more basic heterogeneities between countries, by using a structural multinational model of the Euro area. The two extreme cases that we identified: Germany and Ireland, and France, which represents an intermediate situation, are thoroughly investigated.

JEL Classification: E31, F15

Mots clés : Zone euro, écarts de prix, convergence des prix, effet Blassa-Samuelson.

Keywords: Euro area, Prices differentials, Prices convergence, Balassa-Samuelson effect.

¹ Cepremap, 142 rue du Chevaleret, 75013 Paris, France. Tel : (33) 1 40 77 84 26. Fax : (33) 1 44 24 38 57. Email : jean-pierre.laffargue@wanadoo.fr ; Site web : www.ceprenmap.cnrs.fr/~laffargu .

Je remercie Pierre Beynet, Raouf Boucekkine, Benjamin Carton, Daniel Laskar, Jean-Luc Schneider et Pierre Villette pour les discussions très stimulantes que nous eûmes sur des versions préliminaires de ce papier. Ce texte, sous une forme préliminaire ou sous sa forme actuelle, à l'Université Catholique de Louvain, à la Banque de France, à l'INPS d'Alger et à l'ESC d'Alger. Je remercie les participants de leurs commentaires.

Sommaire

Introduction

1. **Le déflateur de la consommation des ménages**
2. **Les prix des biens exposés**
3. **Les termes de l'échange interne**
4. **Analyse des écarts de la situation économique allemande relativement à la moyenne européenne, sur la période 1996-2002**
 - Méthodologie
 - Identification des chocs en Allemagne
 - Identification des chocs symétriques
 - Décomposition des causes des écarts de prix de l'Allemagne
 - Diffusion des chocs heurtant l'économie allemande vers les autres pays européens
5. **Analyse des écarts de la situation économique irlandaise relativement à la moyenne européenne, sur la période 1996-2002**
 - Identification des chocs en Irlande
 - Décomposition des causes des écarts de prix de l'Irlande
 - Diffusion des chocs heurtant l'économie irlandaise vers les autres pays européens
6. **Analyse des écarts de la situation économique française relativement à la moyenne européenne, sur la période 1996-2002**
 - Identification des chocs en France
 - Décomposition des causes des écarts de prix de la France

Bibliographie

Annexe 1 : Données utilisées

1. Prix
2. Valeurs ajoutées et prix des biens exposés et abrités
3. Consommation des ménages et des administrations et taxation de la consommation
4. Emploi et coût du travail dans les secteurs abrité et exposé
5. Autres données

Annexe 2 : Le modèle

1. Le secteur exposé
2. Le secteur abrité
3. La demande
4. Les équilibres des marchés des biens et de la dette externe
5. Les taux d'intérêt
6. Les administrations
7. Ménages néo-classiques et ménages keynésiens

Annexe 3 : Les équations et les variables du modèle

1. Liste des équations
2. Liste des variables endogènes
3. Liste des variables exogènes

Annexe 4 : Les équations de l'état stationnaire du modèle

1. Variables
2. Listes des équations
3. Détermination du niveau des prix

Annexe 5 : Etalonnage

Annexe 6 : Calcul de variantes au voisinage de l'état stationnaire de référence

1. Augmentation de la productivité globale du secteur exposé de 1% en Allemagne
2. Augmentation de la productivité globale du secteur abrité de 1% en Allemagne
3. Augmentation du prix du bien exposé dans le reste du monde de 1%
4. Augmentation du taux d'intérêt dans le reste du monde de 1 point de pourcentage
5. Augmentations du taux d'impaticence des ménages allemands de 1 point de pourcentage
6. Augmentation de la part de la demande des Allemands en bien exposé de 0.01
7. Relances budgétaires en Allemagne
 - *Augmentation permanente ou transitoire de la consommation des administrations en biens marchands de 1% de la valeur ajoutée marchande*
 - *Augmentation permanente ou transitoire des de transferts nets d'impôts en Allemagne de 1% de la valeur ajoutée marchande*
 - *Conclusions pour la politique budgétaire*

Annexe 7 : Identification des chocs heurtant les pays européens et le reste du monde

Introduction

La période 1996-2002 en Europe constitue une expérience passionnante dont on peut tirer des enseignements économiques précieux. Douze pays européens coordonnèrent de plus en plus leurs politiques monétaires, pour aboutir en janvier 1999 à une monnaie, une politique et une banque centrale communes. Les évolutions relatives des prix et des taux d'inflation durant une telle période sont une source d'informations exceptionnelles sur l'ampleur et l'origine des segmentations et des intégrations des marchés, et sur la nature des effets frontières. Les prix peuvent différer entre pays d'abord à cause de différences dans la fiscalité indirecte : l'Acte Unique n'a pas entraîné une convergence parfaite des taux de TVA et des accises. Ensuite, les prix des biens exposés peuvent différer entre nations, même en présence d'un marché européen concurrentiel, parce qu'ils agrègent des biens élémentaires et des variétés différentes. Cette hétérogénéité dans la composition des agrégats peut changer au cours du temps et se retrouve dans les autres indices de prix. Enfin, les biens abrités ne sont pas soumis par définition au processus de convergence généré par la possibilité d'arbitrages trans-frontaliers. Mais la structure européenne de ces prix est soumise à des mécanismes puissants, même s'ils sont indirects. L'explication la plus traditionnelle de cette structure repose sur les différences de productivité et de gains de productivité entre secteurs, l'effet Balassa-Samuelson. Mais il en existe d'autres, par exemple les écarts dans les préférences des consommateurs ou dans la demande des autres agents et bien sûr les politiques de répartition des revenus, les hétérogénéités des marchés du travail, et finalement les parités initiales choisies pour les monnaies nationales relativement à l'euro. Enfin, les altérations dans la politique monétaire de la Banque Centrale Européenne (BCE) ou dans l'environnement international peuvent changer les structures des prix en Europe.

Les prix qu'il convient d'examiner prioritairement sont au nombre de trois : le déflateur de la consommation finale des ménages², le prix de la valeur ajoutée du bien exposé et le prix de la valeur ajoutée du bien abrité. Nous construisons à partir des Comptes de la nation annuels de l'OCDE et d'une évaluation par cette institution comparant les prix des différents pays industrialisés pour l'année 1990, des indices de prix comparables au cours du temps, mais aussi entre pays³. Alors, les volumes associés que nous déduisons du calcul précédent (valeurs

² Les discussions sur les taux d'inflation dans la zone euro et l'objectif de la Banque Centrale Européenne, portent sur les indices harmonisés, qui ont l'avantage d'être publiés mensuellement. Nous préférons retenir ici le déflateur des prix à la consommation des ménages des Comptes de la nation de l'OCDE à cause de sa cohérence avec la consommation finale des ménages en volume qui est une des variables du modèle développé dans cet article. Comme nous l'expliquons dans l'annexe statistique, l'évolution du déflateur est sensiblement la même que celle des indices harmonisés. D'autre part la périodicité annuelle de parution du déflateur est suffisante pour cette étude.

³ Les Comptes de la nation de l'OCDE nous permettent de calculer aisément des indices des prix qui nous intéressent, valant tous 1 en 1995 et dans chaque pays. Le problème est que si ces indices permettent une comparaison au cours du temps dans un même pays, ils ne permettent pas une comparaison entre pays et cela pour deux raisons. D'abord, *avant* l'instauration de l'euro, les taux de change intra-européens ont varié. Il nous a semblé raisonnable pour que les comparaisons de prix entre pays soient pertinentes d'utiliser un étalon de mesure commun à toutes les monnaies. Nous avons choisi le mark et divisé les indices de prix précédents par le taux de change des monnaies concernées par rapport au mark. Ensuite, les niveaux des prix différaient entre pays européens en 1995. Aussi, nous avons utilisé une évaluation de l'OCDE (1993) des prix des biens abrités, exposés et de la consommation, comparables entre pays européens, pour l'année 1990, et nous avons calés nos séries sur ces valeurs. Puis, nous avons choisi de prendre comme base de nos indices de prix l'année 1995 en Allemagne, à laquelle nous avons attribué la valeur 1. Nous avons ainsi des séries de prix *comparables* dans le temps et entre pays européens.

ajoutées et consommation des ménages) sont également comparables dans le temps et entre nations de la zone euro.

Cet article commence par un examen de séries économiques à la lumière de considérations théoriques simples et d'équilibre partiel. La section 1 considère le déflateur de la consommation des ménages et son taux de variation pour les différents pays de la zone euro. Nous observons une convergence des taux d'inflation et des niveaux de prix dans les années qui ont précédé l'instauration de l'euro. En revanche les taux d'inflation et les prix divergent légèrement à partir de 1999. On éclate ensuite l'évolution du déflateur en trois composantes : l'évolution de la taxation de la consommation, celle du prix du bien exposé et celle du terme de l'échange interne (rapport du prix du bien abrité au prix du bien exposé). La section 2 montre que les prix du bien exposé en Europe convergent lentement les uns vers les autres, bien que leur dispersion reste forte en 2001. En revanche nous n'observons aucune convergence pour les prix des biens abrités, dont la dispersion est plus élevée que pour les biens exposés. La section 3 compare les termes de l'échange internes aux rapports des productivités et des coûts du travail dans les deux secteurs. Le principal résultat est l'existence d'un parallélisme entre les évolutions du terme de l'échange et du rapport des coûts unitaires de production, compatible avec les analyses de Balassa et Samuelson. La plupart du temps le prix du bien abrité augmente plus vite que le prix du bien exposé. Cependant nous observons une quasi-constance de ce rapport pour la Grèce, et une baisse pour l'Allemagne.

Pour poursuivre l'analyse nous avons construit un modèle de simulation des 11 pays de la zone euro (Luxembourg exclu). La simulation inversée du modèle, de telle façon qu'il reproduise l'histoire économique de l'Europe sur la période 1996-2002, permet d'identifier les chocs structurels ou conjoncturels qui ont heurté les variables exogènes non directement observables, sur la période. Ces chocs peuvent porter sur la productivité globale, la politique monétaire, la demande mondiale, etc., et ils ont tous un sens économique clair. La simulation directe du modèle sans aucun choc, définit un état stationnaire de référence. Sa simulation avec la totalité des chocs permet de reproduire l'évolution observée en Europe de 1996 à 2002. Nous effectuons alors une série des simulations directes du modèle où nous introduisons, un par un les chocs ayant heurté une économie particulière, puis les chocs de la politique monétaire de la BCE, enfin les chocs portant sur le reste du monde. Nous sommes ainsi en mesure de décomposer chaque caractéristique de cette économie, par exemple l'évolution de son terme de l'échange interne, en contributions de chacun de ces chocs. Le type de résultats que nous obtenons évoque ceux que donne la comptabilité de la croissance, à la différence que notre «comptabilité» repose sur un modèle d'équilibre général, et non pas sur une simple relation de production. La série de simulations directes du modèle fournit également l'ampleur de la diffusion des chocs spécifiques à ce pays vers les autres économies de la zone euro, ainsi que l'impact des chocs heurtant ces autres économies sur le pays considéré.

La section 4 applique cette démarche à l'Allemagne. Ce pays est caractérisé par une inflation faible. Mais celle-ci est plus basse pour le bien exposé que pour la consommation des ménages et pour le bien abrité que pour le bien exposé. Le premier écart est dû à ce que les ménages allemands achètent des biens dont les prix augmentent plus vite que la moyenne des biens produits nationalement. Une fois fait abstraction de ce mécanisme, l'inflation du prix de la consommation des ménages devient encore plus faible et se décompose en une progression du prix du bien exposé lente et une baisse du terme de l'échange interne. Les évolutions de la fiscalité indirecte ne jouent aucun rôle durable. La plus grande partie de la faible progression du prix du bien exposé allemand, provient de chocs heurtant les autres pays de la zone euro,

dont les effets sont atténués par une politique monétaire relativement expansionniste de la BCE. La baisse du terme de l'échange interne sur la période est une caractéristique peu usuelle dans les économies industrialisées. Elle résulte de l'évolution des productivités des secteurs abrité et exposé en Allemagne (un effet Balassa-Samuleson inversé) et d'une valeur excessive attribuée au mark lors de la définition des parités européennes. Les chocs budgétaires, monétaires et de demande semblent avoir des effets durables peu importants.

La section 5 effectue un exercice similaire pour l'Irlande. L'inflation est supérieure à la moyenne européenne pour la consommation; elle est plus faible pour le bien abrité et sensiblement nulle pour le bien exposé. La première évolution peut s'expliquer pour une bonne part par une forte progression de la taxation indirecte. Il est dû aussi à ce que les ménages irlandais achètent des biens dont les prix augmentent plus vite que la moyenne des biens produits nationalement. La stagnation du prix du bien exposé irlandais, provient, comme pour l'Allemagne, de chocs heurtant les autres pays de la zone euro et le reste du monde, dont les effets sont atténués par une politique monétaire relativement expansionniste de la BCE. La hausse du terme de l'échange interne résulte d'une sous évaluation de la livre irlandaise en 1996, de forts gains de productivité dans le secteur exposé (effet Balassa-Samuelson) et d'une modération salariale, certes importante mais tendant à s'atténuer. Ces forces sont freinées par la progression de la population active, due à une immigration d'Irlandais qui étaient installés à l'étranger et à une progression du taux d'activité, et par l'évolution de la demande autonome.

La section 6 effectue le même exercice pour la France. Dans ce pays l'inflation est faible pour la consommation, un peu plus forte pour le bien abrité et sensiblement nulle pour le bien exposé. Les ménages français achètent des biens dont les prix augmentent plus vite que la moyenne pondérée avec des poids adéquats des biens produits nationalement, encore que cet effet soit moins important que pour l'Allemagne et l'Irlande. Une fois fait abstraction de ce mécanisme, l'inflation du prix de la consommation des ménages devient encore plus faible et se décompose en une stagnation du prix du bien exposé et une hausse du terme de l'échange interne. Les évolutions de la fiscalité indirecte freinent légèrement l'inflation du prix de la consommation. Comme pour les deux pays précédents, la stagnation du prix du bien exposé français, provient de chocs heurtant les autres pays de la zone euro, dont les effets sont atténués par une politique monétaire relativement expansionniste de la BCE. La hausse du terme de l'échange interne sur la période résulte de l'évolution des productivités des secteurs abrité et exposé en France (un effet Balassa-Samuelson) et d'une valeur insuffisante accordée au franc lors de la définition des parités européennes.

L'annexe 1 explique la construction de la base de données. Celle-ci, dans un souci d'homogénéité, repose principalement sur les Comptes de la nation annuels de l'OCDE. L'annexe 2 expose le modèle de simulation utilisé. L'annexe 3 donne la liste complète des équations du modèle et de ses variables. L'annexe 4 présente les équations de l'état stationnaire du modèle. L'annexe 5 explique comment nous avons effectué l'étalonnage du modèle au voisinage d'un état stationnaire de référence. L'annexe 6 donne les détails techniques de la simulation du modèle au voisinage de l'état stationnaire de référence et commente de façon détaillée quelques variantes. L'annexe 7 donne les détails techniques de la simulation inversée du modèle, qui permet d'identifier les chocs ayant heurté les économies européennes et le reste du monde de 1996 à 2002.

1. Le déflateur de la consommation des ménages

Nous avons représenté le déflateur de la consommation des ménages et son taux d'inflation dans les tableaux 1 et 2. Ce double examen nous a semblé nécessaires. En effet, un écart des taux d'inflation n'est pas incompatible avec une convergence des niveaux de prix et une non convergence des prix peut résulter de taux d'inflations ayant des valeurs proches. Plus précisément, un différentiel d'inflation nul entre deux pays dont les niveaux de prix diffèrent significativement peut difficilement s'interpréter comme une convergence, mais que les prix commencent à converger l'un vers l'autre et alors le différentiel des taux d'inflation cessera d'être nul.

Tableau 1: Déflateurs comparables de la consommation des ménages*

Prix en niveau	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002
Allemagne	101.66	103.72	104.82	105.07	106.61	108.25	109.69
Autriche	99.07	100.52	101.08	101.94	103.49	105.56	107.50
Belgique	89.40	90.66	91.61	92.77	94.89	97.24	97.88
Espagne	72.73	74.41	75.63	77.28	79.72	82.35	85.35
Finlande	106.52	110.68	111.26	112.44	116.48	120.55	124.25
France	92.06	94.28	95.31	95.67	97.12	98.71	100.66
Grèce	70.55	75.65	74.11	76.38	76.24	77.65	80.38
Irlande	80.85	90.76	89.88	91.82	95.72	99.68	106.18
Italie	75.93	81.03	82.39	83.88	86.33	88.65	91.30
Pays-Bas	87.79	89.13	90.50	92.15	95.19	99.69	102.81
Portugal	55.37	57.80	58.70	59.83	61.89	64.04	66.32
Moyenne	84.72	88.06	88.66	89.93	92.15	94.76	97.48
Ecart-type	15.33	15.07	15.17	14.89	15.30	15.69	15.90

* *Allemagne 1995 = 100.*

Tableau 2: Taux d'inflation des déflateurs comparables de la consommation des ménages

Inflation % par an	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002
Allemagne	1,66	2,03	1,06	0,24	1,47	1,53	1,33
Autriche	1,95	1,47	0,56	0,85	1,51	2,00	1,84
Belgique	2,15	1,41	1,05	1,26	2,29	2,47	0,67
Espagne	7,01	2,32	1,64	2,18	3,16	3,29	3,64
Finlande	1,50	3,90	0,53	1,06	3,60	3,49	3,08
France	4,37	2,42	1,09	0,38	1,51	1,64	1,97
Grèce	9,37	7,23	-2,04	3,06	-0,18	1,85	3,52
Irlande	7,57	12,26	-0,97	2,15	4,24	4,14	6,52
Italie	15,74	6,72	1,68	1,81	2,92	2,69	2,98
Pays-Bas	1,88	1,53	1,53	1,83	3,29	4,72	3,13
Portugal	6,57	4,39	1,55	1,94	3,43	3,48	3,56
Moyenne	5,43	4,15	0,70	1,52	2,48	2,85	2,93
Ecart-type	4,43	3,38	1,18	0,85	1,29	1,06	1,55

Ces tableaux incluent aussi la moyenne et l'écart-type des niveaux des prix et de leurs taux de croissance, calculés chaque année sur l'ensemble des pays de la zone euro⁴. Ces deux indicateurs ont été calculés par moyenne simple, sans pondérer par les tailles des pays, ce qui nous a semblé plus sage pour une mesure robuste du processus de convergence. Nous pouvons faire les constatations suivantes :

- L'inflation européenne a baissé progressivement au cours des trois années qui ont précédé l'instauration de l'euro. Elle a augmenté progressivement ensuite.
- La dispersion des taux d'inflation en Europe a diminué fortement durant la période précédant l'instauration de l'euro et jusqu'à l'année de cette instauration. Elle a augmenté ensuite⁵. Une explication possible de ce contraste est que les banques centrales nationales adoptèrent des politiques monétaires nationales spécifiques dont l'objectif était de faire converger les taux d'inflation. La politique monétaire unique que mena ensuite la BCE eut pour conséquence de réduire cette convergence, somme toute assez artificielle. Nous constatons aussi que la dispersion des taux d'inflation en Europe est liée positivement à la moyenne de celle-ci.
- La dispersion des niveaux de prix en Europe a connu un mouvement similaire : une baisse de 1996 à 1999, une hausse ensuite.
- Si nous calculons l'inflation cumulée sur la période 1999-2002, nous constatons, qu'elle est particulièrement basse en Allemagne, qu'elle est inférieure à la moyenne européenne en Autriche, Belgique et France, qu'elle est élevée en Espagne, aux Pays-Bas et au Portugal et très élevée en Irlande.
- Le niveau des prix est particulièrement élevé en Finlande. Il est supérieur à la moyenne européenne en Allemagne, Autriche, Belgique, France, Irlande et Pays-Bas. Il est inférieur à cette moyenne en Espagne, Grèce, Italie et Portugal

Nous avons regardé également les données des prix de la consommation des ménages dans chaque pays publiés par les *Penn World Tables*, exprimés en dollars courants, qui sont comparables internationalement. Dans la zone euro, on peut identifier un groupe de pays qui ont des prix sensiblement égaux au prix en Allemagne : l'Autriche, la Finlande, la France, à un degré moindre la Belgique et les Pays-Bas. Pour les autres pays on observe des prix nettement inférieurs, principalement pour l'Espagne, la Grèce et le Portugal et à un degré moindre l'Italie. Les écarts de prix sont plus élevés que ceux que nous avons dans notre base de données. Mais les positions relatives des pays sont similaires.

L'OCDE calcule un indice des prix pour la consommation et pour le PIB, pour les différents pays industrialisés, qui permet des comparaisons internationales. Nous avons examiné cet

⁴ Les taux d'inflation sont calculés avec des prix internationalement comparables. Les taux d'inflation élevés de l'Italie en 1996 et 1997 s'expliquent par la dépréciation qu'a connue la lire ces deux années (voir l'annexe 1).

⁵ Honohan et Lane (2003) notent que sur la période 1999-2001, le coefficient de variation des taux d'inflation des Etats américains est à peine plus faible que celle des pays européens. Cechetti et alii (2002) remarquent un lien positif entre la dispersion des indices de prix à la consommation relatifs entre villes américaines à un instant, et la persistance de ces indices au cours du temps. La persistance des prix relatifs, analysée sur la période 1918-1995, n'est pas suffisante cependant pour empêcher leur stationnarité. La vitesse de convergence du prix relatif entre deux villes augmente avec la proximité de ces villes. Elle est aussi plus rapide pour les indices de prix des biens exposés que pour les indices de prix des biens abrités, et la dispersion des taux d'inflation de ces derniers est plus grande que celle des premiers. Un point intéressant de l'article est que les indices de prix à la consommation de chacune des 19 villes étudiées sont des composantes de l'indice national des prix à la consommation construit par le BLS. Les indices de prix des différentes villes peuvent donc être comparés entre eux. Un Economic focus de *The Economist* (2004) note qu'on peut constater une convergence des principaux indicateurs économiques des pays de la zone euro de 1999 à 2001, puis une divergence ensuite.

indice pour le déflateur du PIB pour les pays de la zone euro et pour les années 1999 à 2002. Trois pays ont des prix particulièrement bas : la Grèce, le Portugal et l'Espagne. L'Italie a des prix moins bas. On observe un mouvement de convergence des niveaux des prix pour la Grèce et l'Espagne, mais pas pour le Portugal. Trois pays ont des prix élevés : la Finlande, l'Allemagne et le Luxembourg. On observe un petit mouvement de convergence pour les pays précédents, notamment pour l'Allemagne. L'Autriche, la Belgique et la France ont des prix intermédiaires et une convergence rapide. L'Irlande et les Pays-Bas partent de niveaux de prix proches de la moyenne, qui divergent ensuite (surtout pour l'Irlande). Une bonne partie de ces contrastes peut s'expliquer par l'effet Balassa-Samuelson, mais aussi par un mécanisme de béta-convergence⁶.

La Banque Dresdner Kleinwort Wasserstein⁷ (DKW) effectue une étude annuelle comparant pour les 6 plus grands pays de la zone euro les prix de biens de marque (donc sensiblement identiques dans les 6 pays). Les écarts de prix entre pays ont diminué en 1999, 2000 et 2001, mais la convergence s'est arrêtée en 2002 et 2003. Les écarts de prix sont particulièrement élevés pour les biens soumis à des accises (tabac, cigarettes), les biens produits par des monopoles et dont les élasticités-prix diffèrent entre pays européens (produits pharmaceutiques, eau minérale), les biens non échangeables internationalement (places de cinéma). Un facteur freinant la convergence des prix est qu'il n'existe pas encore d'entreprise de commerce de gros actives au niveau européen. La dispersion des prix dans la zone euro serait deux fois plus importante qu'aux Etats-Unis⁸.

Nous décomposons ensuite le prix de la consommation en trois éléments qui en déterminent la dynamique : la taxation de la consommation, le prix des biens exposés à la concurrence internationale et le prix des biens abrités de cette concurrence. En supposant que le prix de la consommation soit une fonction log-linéaire de ces trois composantes nous obtenons la relation suivante pour un pays j arbitraire.

$$(1) \ln(pc_j) = \ln\left(\frac{1+tc_j}{1+t\bar{c}_{Al,1995}}\right) + a_j + b_j \ln(pt_j/q_j) + (1-b_j) \ln(pn_j)$$

pc_j , pt_j et pn_j représentent respectivement les prix de la consommation, du bien exposé et du bien abrité. tc_j est le taux de taxation de la consommation. Le terme $t\bar{c}_{Al,1995}$ est introduit parce que chacun des trois prix est un indice, certes internationalement comparable, mais valant 1 en Allemagne en 1995. q_j est un indicateur de la « qualité » du bien exposé qui sera commenté plus bas.

L'équation (1) permet une décomposition intéressante de l'écart des prix de la consommation entre deux pays j et i , ou si on préfère du taux de change réel entre ces pays. En divisant l'équation (1) pour le pays j par celle pour le pays i , nous obtenons l'équation suivante :

⁶ Selon lequel plus un prix est initialement bas (haut) dans un pays relativement à la moyenne des prix de ses partenaires, plus son taux d'inflation est élevé (faible).

⁷ Cette étude a été largement citée par la presse, mais elle ne semble pas publiquement disponible.

⁸ Le *survey* d'Andrew Freeman (2001) est une analyse très précise de la contribution et des limites de la monnaie unique à la convergence des prix en Europe.

$$(2) \quad pc_j / pc_i = \frac{1+tc_j}{1+tc_i} \frac{pt_j / q_j}{pt_i / q_i} (q_j pn_j / pt_j)^{1-b_j} (q_i pn_i / pt_i)^{-(1-b_i)} \exp(a_j - a_i)$$

Le membre de droite fait apparaître : 1) Le rapport des prix des biens exposés corrigés par leurs qualités dans les deux pays ; 2) Les rapports du prix du bien abrité au prix du bien exposé dans chacun des deux pays, c'est-à-dire les termes de l'échange interne ; 3) Le rapport de la taxation de la consommation dans les deux pays. Nous allons examiner successivement les prix des biens exposés, puis le terme de l'échange interne dans chaque pays de la zone euro.

2. Les prix des biens exposés

Nous adoptons dans cet article la loi du prix unique pour le bien exposé, à un amendement près : chaque pays produit un bien exposé d'une qualité spécifique exogène q_j . Cependant tous ces biens sont parfaitement substituables. Nous avons ainsi la relation suivante entre les prix de ce bien dans deux pays i et j arbitraires de la zone euro⁹ :

$$(3) \quad pt_i / q_i = pt_j / q_j$$

Les prix du bien exposé figurent dans le tableau 3.

Tableau 3: Prix comparables des biens exposés*

Prix niveau en	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	Variation relative % 1996-2001
Allemagne	102.43	102.11	103.70	104.35	103.04	105.71	106.57	3.20
Autriche	95.37	94.70	94.83	94.55	95.28	96.28	97.11	0.96
Belgique	95.65	93.96	93.56	91.93	92.33	92.41	92.25	-3.38
Espagne	80.87	80.88	80.00	79.30	80.50	83.09	86.44	2.75
Finlande	95.90	97.16	100.68	95.47	97.53	96.78	94.45	0.92
France	95.14	96.26	96.36	94.30	93.90	95.92	NA	0.82
Grèce	76.58	79.70	77.38	77.27	76.91	79.77	82.05	4.17
Irlande	87.90	92.94	87.78	85.52	85.57	88.79	NA	1.01
Italie	83.03	86.89	88.23	87.66	89.12	92.36	93.33	11.24
Pays-Bas	90.97	92.88	92.22	90.09	95.17	99.14	99.34	8.98
Portugal	80.85	81.65	82.42	82.75	84.80	90.16	92.10	11.51
Moyenne	89.52	90.83	90.65	89.38	90.38	92.76	NA	
Ecart-type	8.22	7.44	8.39	7.93	7.81	7.29	NA	

* Allemagne 1995 = 100.

Le tableau montre que les prix du bien exposé en Europe convergent lentement les uns vers les autres, bien que leur dispersion reste forte en 2001.

⁹ Cette équation établit que le prix relatif du bien exposé entre deux pays suit un processus stationnaire si le rapport des qualités suit un tel processus. Canzoneri et alii (2001) obtiennent ce résultat pour les pays de l'Union Européenne sur la période 1973-1997, en utilisant un test de racine unitaire sur panel.

On s'attend à ce que la qualité du bien exposé, et donc son prix, soient plus bas et augmentent plus vite dans les pays européens les moins avancés. Effectivement les pays où le bien exposé a le prix le plus bas sont (dans l'ordre des prix croissants) : la Grèce, l'Espagne et le Portugal. Cependant, l'Espagne a un prix plus bas que le Portugal et ce pays a un prix sensiblement égal à celui de la Belgique. Le pays où le prix de ce bien est le plus élevé est l'Allemagne. Si on classe les pays par inflation croissante du prix du bien exposé on obtient : le Portugal, l'Italie, les Pays-Bas, la Grèce et l'Allemagne. La loi économique que nous venons de suggérer semble donc avoir quelques validités mais comporter des exceptions notables. Il est facile d'imaginer les amendements à lui apporter. Par exemple, l'inflation relativement forte du prix du bien exposé en Allemagne peut simplement résulter de ce que ce pays fabrique des biens dont la qualité et les prix augmentent plus vite que pour les biens produits par d'autres pays. Une autre interprétation possible est que l'Allemagne fabriquerait des biens pour lesquels les gains de productivité seraient plus bas¹⁰.

Nous avons aussi examiné le prix du bien abrité dans chaque pays de la zone euro. Il n'y a bien sûr pas de loi du prix unique pour ce bien. Mais il nous a semblé que nous obtiendrions ainsi une référence pour la comparaison précédente. Le tableau 4 montre que la dispersion des prix entre les pays de la zone euro est beaucoup plus forte pour le bien abrité que pour le bien exposé. La convergence des prix s'observe jusqu'en 1999, puis est suivie par une divergence. Les prix des biens abrités croissent au cours du temps à des rythmes nettement supérieurs à ceux des prix du bien exposé. Il y a cependant une exception importante à ce résultat, qui est l'Allemagne dont le prix du bien abrité baisse.

Tableau 4: Prix comparables des biens abrités*

Prix niveau en	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	Variation relative % 1996-2001
Allemagne	99.90	100.29	99.92	98.50	96.87	96.58	97.99	-3.32
Autriche	92.04	92.78	93.03	93.19	95.03	97.32	98.25	5.75
Belgique	83.84	84.51	87.07	89.19	90.53	92.46	94.33	10.29
Espagne	67.34	69.31	71.06	73.27	76.45	80.26	83.90	19.17
Finlande	88.97	93.83	95.13	95.33	99.35	104.20	105.91	17.12
France	81.81	84.67	85.74	86.92	88.65	90.02	NA	10.03
Grèce	58.84	63.61	62.20	64.29	63.74	64.68	66.83	9.93
Irlande	73.69	76.27	77.23	78.29	79.86	81.08	NA	10.03
Italie	66.95	71.06	72.28	73.37	74.50	76.67	79.21	14.53
Pays-Bas	83.07	83.59	85.37	87.00	89.77	93.62	97.74	12.70
Portugal	40.59	43.02	43.43	43.61	44.73	45.43	46.69	11.92
Moyenne	76.09	78.45	79.32	80.27	81.77	83.85		
Ecart-type	16.89	16.25	16.44	16.11	16.38	16.97		

¹⁰ On peut remarquer que la progression de l'intégration du marché européen des biens, à laquelle contribue l'instauration de l'euro, peut accentuer la spécialisation des différents pays à l'intérieur du secteur exposé. Les prix de ce bien, recouvrant alors des réalités de plus en plus différentes selon les pays, devraient plutôt diverger que converger. En supposant que la qualité du bien exposé diffère avec le pays qui le fabrique, nous supposons que cette différence n'a pas été prise en compte dans la comparaison des prix entre pays que l'OCDE avait effectuée pour l'année 1990, ni dans le calcul des indices nationaux de prix depuis cette date. Il est cependant probable qu'une partie des écarts de qualité soit incluse dans les prix et que cette part diffère avec les pays.

* *Allemagne 1995 = 100.*

Heston et *alii* (1995) comparent la similarité des prix des biens exposés et abrités en 1985 pour 64 pays. Ils démontrent que la dispersion entre pays des prix des biens exposés est moindre que celle des biens abrités. Ils démontrent aussi que l'écart des prix des biens abrités est du même ordre que l'écart des prix des biens exposés, pour des pays de niveaux de développement équivalents. En revanche pour des pays de niveaux de développements très différents on observe que les prix des biens abrités sont nettement plus bas dans les pays les moins avancés. Ce lien entre les niveaux des prix des biens abrités et ceux des revenus par tête est conforme à l'explication de Balassa et Samuelson.

Rogers (2001, 2002) utilise des prix intervenant dans le coût de la vie dans les différents pays de la zone euro pour les cadres des firmes multinationales, publiés par *Economist Intelligence Units*. Il conclut à une convergence avancée, mais imparfaite, des prix des biens exposés dans la zone euro sur la période 1990-2001 (encore que l'on ait actuellement sensiblement la même dispersion de prix en Europe qu'entre villes des Etats-Unis). Cette convergence peut résulter de corrections de parités initiales inadéquates dans la zone euro, ou d'un développement de la concurrence dans cette zone. En revanche la dispersion des prix des biens abrités ne diminue que très peu sur la période. Une part significative des écarts d'inflation dans la zone euro s'explique par l'inégalité initiale des niveaux des prix et le processus de convergence qui la suit. On n'observe pas cela pour les villes américaines, où la dispersion des prix augmente même, notamment pour le prix du logement. L'harmonisation des taux de TVA et la convergence des PIB par tête ont aussi contribué à expliquer les écarts d'inflation en Europe. Enfin Rogers constate que le niveau général des prix dans un pays augmente avec son PIB par tête, ce qui est en accord avec l'effet Balassa-Samuelson.

Crucini et *alii* (2001) comparent les différences de prix de détail entre un grand nombre de biens et services élémentaires voisins ou identiques entre pays européens, en utilisant des relevés effectués par Eurostat tous les 5 ans sur la période 1975-1990. Ils rejettent la loi du prix unique. Mais ils trouvent que pour les pays de niveaux de développement similaires, les moyennes des prix élémentaires sont sensiblement les mêmes, c'est-à-dire que la parité des pouvoirs d'achat prévaut. Cependant le coût de la vie apparaît moins élevé dans les pays européens les moins riches (Espagne, Irlande, Grèce et Portugal) et plus élevé au Danemark où le taux de TVA est élevé. Les auteurs ne trouvent aucune modification de la distribution des écarts à la loi du prix unique entre les biens, au cours du temps. L'écart type de ces écarts est de l'ordre de 22% pour les biens exposés et de 32% pour les biens abrités. Ils observent un mouvement de convergence des prix des biens exposés, au moins jusqu'en 1985. La dispersion moyenne des prix de biens identiques ou similaires est de l'ordre de 15% à l'intérieur d'un pays européen et de 25% entre pays européens. Les auteurs notent aussi que leurs résultats portent sur des distributions non conditionnelles et ne sont pas en contradiction avec l'observation de rigidités plus grandes des prix que des taux de change nominaux (et donc l'existence d'une forte corrélation entre variations des taux de changes réels et nominaux dans le court terme). Ils favorisent aussi une explication des écarts de prix en terme de coût de transaction entre pays différents (ce qui explique la coexistence de prix plus élevés et de prix plus bas quand on compare deux pays de niveau de développement similaire). Ils sont moins convaincus par des explications en termes de monopoles discriminants (sauf pour l'automobile).

3. Les termes de l'échange interne

L'équation (2) relie les écarts de prix de la consommation des ménages aux rapports des termes de l'échange interne. Mais, comment est déterminé le terme de l'échange interne dans le pays j ? Pour répondre à cette question nous allons présenter quelques éléments du modèle développé dans ce rapport. Le pays j a une production QT_j de bien exposé donnée par l'équation :

$$(4) \quad QT_j = AT_j LT_j^{at_j}, \quad 0 < at_j < 1$$

LT_j représente l'emploi dans le secteur exposé et AT_j la productivité globale de ce secteur. Les entreprises du secteur exposé déterminent leur emploi de façon à maximiser leurs profits, pour un prix de vente de leur produit pt_j et un coût du travail wt_j exogènes. Nous obtenons la relation :

$$(5) \quad at_j QT_j / LT_j = wt_j / pt_j$$

La spécification du secteur abrité est similaire à celle du secteur exposé. Nous avons donc les équations :

$$(6) \quad QN_j = AN_j LN_j^{an_j}, \quad 0 < an_j < 1$$

$$(7) \quad an_j QN_j / LN_j = wn_j / pn_j$$

LN_j est l'emploi dans le secteur abrité, wn_j est le coût du travail dans ce secteur et pn_j est le prix du bien qu'il fabrique. Divisons l'équation (5) par l'équation (7). Nous obtenons :

$$(8) \quad \frac{pn_j}{pt_j} = \frac{at_j}{an_j} \frac{wn_j}{wt_j} \frac{QT_j / LT_j}{QN_j / LN_j}$$

Le terme de l'échange interne dépend donc du rapport des coûts du travail dans les deux secteurs (celui-ci serait égal à 1 si le marché du travail était parfait et si la qualité de la main-d'œuvre était homogène entre les deux secteurs). Il dépend aussi du rapport des productivités du travail. Il est intéressant d'examiner si cette relation est conforme aux faits.

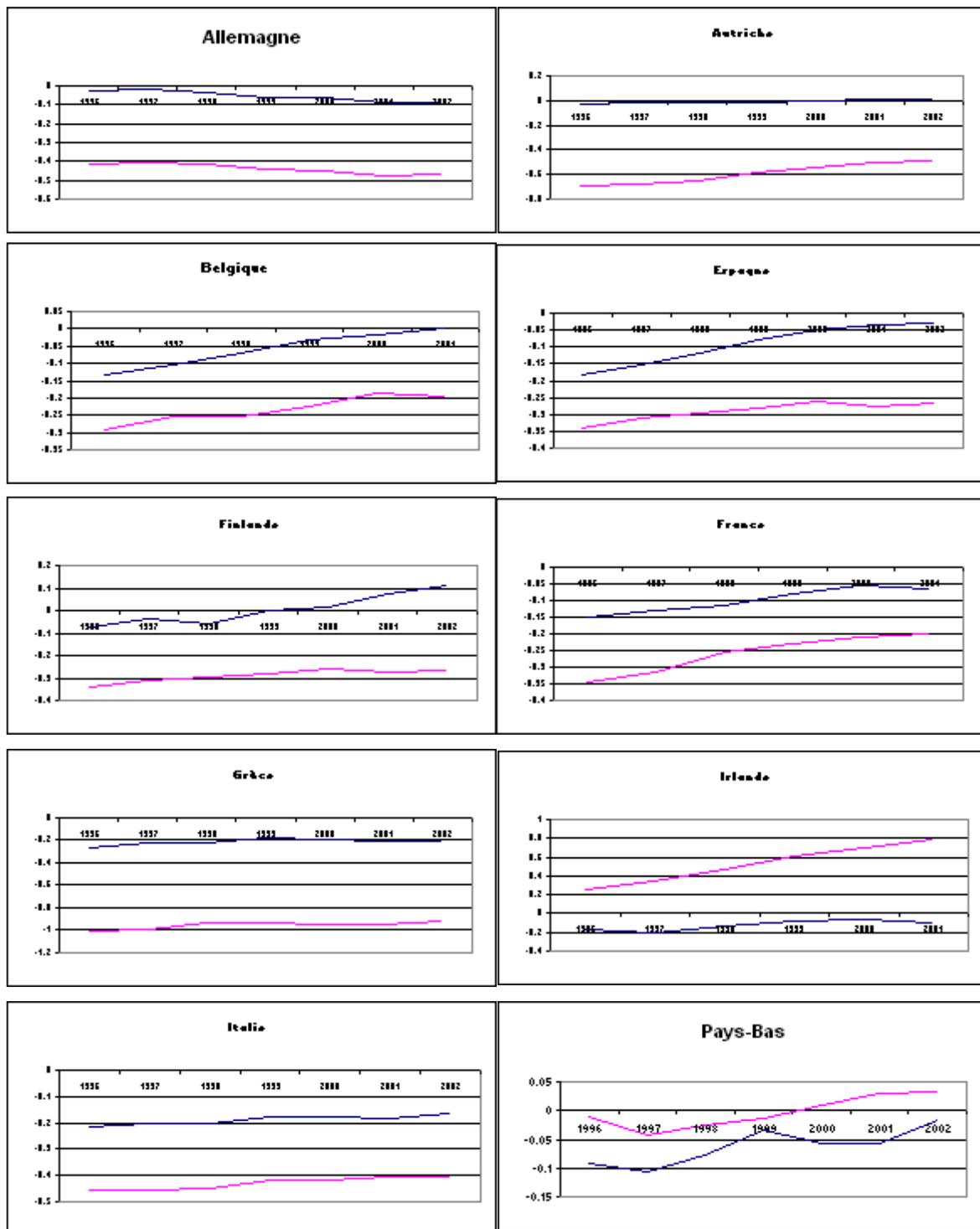
Les graphiques 1 représentent pour chaque pays le logarithme du terme de l'échange interne d'une part, et le logarithme du rapport des coûts unitaires du travail dans les deux secteurs $\frac{wn_j}{wt_j} \frac{QT_j / LT_j}{QN_j / LN_j}$ d'autre part. Ils exhibent deux résultats. D'abord, la courbe représentant le

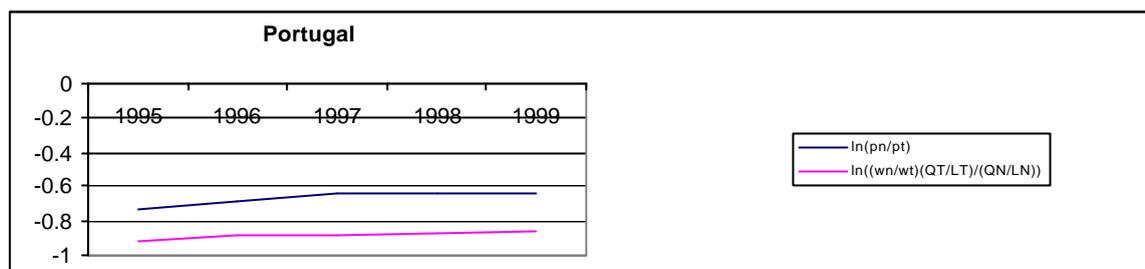
rapport des coûts unitaires du travail est en dessous de celle du terme de l'échange interne, à une exception près. Cela est compatible avec l'hypothèse que la part des salaires dans la valeur ajoutée serait plus élevée dans le secteur exposé que dans le secteur abrité. L'exception est l'Irlande, ce qui signifie que dans ce pays la part des salaires dans la valeur ajoutée est plus basse dans le secteur exposé que dans le secteur abrité. Honohan et Walsh (2002) remarquent dans leur analyse de l'économie irlandaise sur les 40 dernières années, que dans certains secteurs d'exportations industrielles, l'emploi est relativement faible et la productivité du

travail considérable. La raison est que l'Irlande participe fortement à la division internationale effectuée à l'intérieur des firmes multinationales. Celles-ci ont intérêt, par exemple par le choix de prix de transferts ou de rémunération des licences adéquats, à surestimer les profits et la production réalisés en Irlande, afin de bénéficier de la taxation avantageuse des bénéfices dans ce pays.

Ensuite les deux courbes connaissent des évolutions parallèles. Le terme de l'échange interne et le rapport des coûts unitaires du travail dans les deux secteurs augmentent dans tous les pays, sauf en Allemagne où ils diminuent et en Grèce où ils ne bougent guère. On pourrait ajouter que le rapport de la productivité du travail dans le secteur exposé à celle dans le secteur abrité reste sensiblement inchangé en Allemagne, alors qu'elle augmente dans les autres pays, parfois fortement (notamment pour la France et l'Irlande). L'effet Balassa-Samuelson pourrait donc être présent dans la plupart des pays européens mais pas en Allemagne.

Graphiques 1: Termes de l'échange internes et rapports des coûts unitaires de production dans les deux secteurs





Rogers (2001) note également une forte corrélation entre le terme de l'échange interne et le rapport des productivités du travail dans les deux secteurs sur la période 1995-1999. Canzoneri et alii (1999, 2001) remarquent que l'équation (8), plus l'hypothèse que le rapport des coûts du travail entre les deux secteurs suit un processus stationnaire, impliquent la stationnarité du rapport entre le terme de l'échange interne et la productivité relative des deux secteurs. Ces auteurs testent la présence d'une racine unitaire dans ce rapport sur un panel de pays européens, pour la période 1973-1997, et rejettent cette propriété.

L'équation (8) est donc un bon point de départ pour analyser les écarts de prix et d'inflation entre pays européens et notamment les raisons de la croissance plus rapide du prix du bien abrité que du bien exposé que l'on observe dans la plupart des pays, ainsi que des mouvements différents que l'on constate dans quelques pays et pour certaines périodes. Cependant elle n'est qu'une relation d'équilibre partiel, entre le terme de l'échange interne et d'autres variables économiques déterminées simultanément. Elle ne fait intervenir notamment aucune variable représentant les demandes nationales ou étrangères pour l'un ou l'autre bien, et ne permet pas de distinguer les causes cycliques des causes plus structurelles des écarts d'inflation entre pays européens. C'est pour dépasser cette limite que nous allons maintenant utiliser des simulations obtenues à partir d'un modèle de la zone euro.

4. Analyse des écarts de la situation économique allemande relativement à la moyenne européenne, sur la période 1996-2002

Méthodologie

Pour dépasser l'analyse d'équilibre partiel précédente nous utilisons un modèle de simulation de la zone euro. Celui-ci comprend 11 blocs de structures identiques (mais différant par les valeurs des paramètres et des variables) représentant les 11 pays de la zone (hors le Luxembourg), et un reste du monde essentiellement exogène dont la monnaie est le dollar. Dans chaque pays nous séparons le secteur et le bien exposés du secteur et du bien abrités. Nous supposons une mobilité imparfaite du travail entre les deux secteurs, résultant d'un pouvoir de négociation des syndicats défendant les intérêts des travailleurs employés. Nous introduisons le secteur des administrations. La politique budgétaire a un double effet : néo-classique par l'existence de taxes distorsives, et keynésien par la présence de ménages contraints sur le marché du crédit, ce qui invalide l'équivalence ricardienne. Le modèle est écrit en variables réduites. Cela signifie qu'une tendance égale à 1,79% par an, ce qui est l'inflation moyenne du prix de la consommation des ménages en Europe sur la période 1996-2002, a été enlevée de tous les prix. Une tendance égale 2,88% par an, ce qui est le taux de croissance moyen de la production marchande en Europe de 1996 à 2002, a été ôtée de tous les volumes, des coûts du travail et des productivités globales. Les résultats des simulations

porteront donc sur de ces variables réduites. Les simulations du modèle sont effectuées au voisinage d'un état stationnaire de référence, qui reproduit la situation moyenne observée en Europe sur la période 1996-2002.

Dans cette section nous utilisons le modèle pour obtenir des explications de l'évolution qu'a connue l'économie allemande de 1996 à 2002. Dans les sections suivantes nous effectuerons une analyse similaire pour l'Irlande et la France. L'analyse descriptive précédente montre en effet que ces deux pays constituent deux cas extrêmes des situations européennes, et qu'ils doivent donc être examinés en priorité.

Nous expliquerons mieux notre méthode en recourant à un peu de formalisation. Le modèle peut être écrit de la façon suivante :

$$(9) f(y_{t+1}, y_t, y_{t-1}, x_t, x_{t-1}, a_t) = 0$$

y_t est le vecteur des variables endogènes, qui sont toutes observables, x_t est le vecteur des variables exogènes observables et a_t le vecteur des variables exogènes non observables. Ces dernières sont, par exemple, les productivités globales des secteurs, les pouvoirs de négociation des syndicats dans les différentes branches de l'économie, etc. Le nombre de ces variables est égal à celui des variables endogènes. Le modèle a un état stationnaire de référence $(\bar{y}, \bar{x}, \bar{a})$ qui satisfait l'équation :

$$(10) f(\bar{y}, \bar{y}, \bar{y}, \bar{x}, \bar{a}) = 0$$

Nous fixons les variables exogènes et endogènes observables à leurs valeurs observées sur une période commençant en 1995 et s'achevant en 2002¹¹. Au-delà de 2002, les valeurs des endogènes observables sont fixées à leurs valeurs observées en 2002. La simulation inversée du modèle nous permet alors de calculer les valeurs des variables exogènes non observables de 1996 à 2002.

La procédure de simuler un modèle à l'envers est fréquemment utilisée avec les gros modèles économétriques, qui sont calés sur les observations par la fixation de variables d'écart à des niveaux adéquats. Cependant, nous souhaitons ici que les variables d'écart aient un sens économique clair. Dans un modèle à anticipations rationnelles comme le nôtre, cette procédure suppose implicitement que les prévisions par les agents économiques des valeurs futures des variables exogènes aient toujours été parfaites sur la période d'observation, ce qui est évidemment une hypothèse extrême. Une autre limite de notre méthode est que la dynamique du modèle est pauvre et donc probablement mal spécifiée. Les erreurs de spécifications se refléteront alors dans les valeurs attribuées aux variables exogènes non observables. Enfin, nous supposons qu'au-delà de la période d'observation, les anticipations des variables observables se fixent à leurs dernières valeurs observées. Cela revient à supposer que ces variables suivent une martingale, ce qui est une hypothèse simplificatrice forte¹². Un choix alternatif aurait été de faire converger progressivement ces variables vers

¹¹ Les observations de l'année 1995 sont nécessaires à cause des variables endogènes et exogènes observables retardées.

¹² Nous rappelons que toutes les variables ont été corrigées en en ôtant leurs tendances européennes de long terme. D'autre part les variables économiques ont une forte persistance. Enfin, nous ne nous intéressons pas tant au cycle des affaires qu'aux écarts durables et aux convergences lentes entre les situations économiques des pays. Il aurait été possible de faire de prévisions au-delà de 2002 meilleures que de simples prévisions statiques,

leur valeur de l'état stationnaire de référence. Le choix du rythme de convergence nous a semblé cependant arbitraire et pouvoir compliquer notre interprétation. Nous avons pourtant retenu cette dernière procédure pour le taux d'intérêt. En effet, la valeur stationnaire de référence de celui-ci est la seule qui est compatible avec l'objectif d'inflation de la BCE.

Nous examinerons dans cette section les valeurs prises par les variables exogènes non observables de l'Allemagne, et tenterons de les interpréter par référence à l'évolution de l'économie allemande sur la période analysée. Il est cependant possible d'aller plus loin. Fixons toutes les variables exogènes, observables ou non, ainsi que les valeurs initiales des variables endogènes à leurs valeurs stationnaires de référence, à l'exception d'une variable exogène en Allemagne, par exemple la productivité globale du secteur exposé ou le taux d'imposition indirecte. Nous fixons cette dernière variable à sa valeur calculée lors de la simulation inversée du modèle si elle est non observable, ou sinon à sa valeur observée jusqu'en 2002, puis à sa valeur de 2002 ensuite. La simulation directe du modèle permet alors de calculer l'effet de l'évolution de cette variable sur l'économie allemande (notamment sur ses prix), mais aussi sur le taux de change de l'euro et le taux d'intérêt européen, et enfin sur les économies des autres pays européens comme la France. Nous procédons ainsi pour chaque variable exogène de l'Allemagne, ainsi que pour les valeurs initiales (observées en 1995) des variables endogènes allemandes. Si le modèle était linéaire, la simple addition des résultats de ces variantes donnerait l'effet des chocs heurtant l'économie allemande sur l'évolution de cette économie. L'écart entre cette somme et l'histoire observée de l'économie allemande s'interpréterait alors comme les effets des chocs heurtant les autres économies européennes, ou l'ensemble de l'économie européenne (chocs symétriques), sur l'économie allemande. Nous avons ainsi les moyens de décomposer, par exemple, l'évolution du prix de la consommation des ménages en contributions des différents chocs qui ont heurté l'Allemagne, plus la contribution globale de l'ensemble des chocs heurtant les autres pays européens ainsi que l'Europe dans son ensemble. Evidemment, le modèle n'étant pas linéaire, cette décomposition n'est qu'approximative. Cependant, les non linéarités du modèle étant faibles, et les chocs identifiés ayant une ampleur limitée, l'approximation est assez exacte.

Une dernière difficulté de notre procédure est que le modèle est construit avec l'hypothèse d'une banque centrale unique en Europe, alors que celle-ci n'est active que depuis le 1^{er} janvier 1999. Il peut sembler injustifié d'utiliser le modèle pour analyser la période antérieure, où chaque pays avait sa banque centrale nationale, et qui fut une transition monétaire avec des incertitudes progressivement levées. Mais en excluant cette période on disposerait alors de seulement 4 années de données. D'autre part, on peut penser que les chocs calculés sur la période précédant l'installation de l'euro, avec un modèle dont la partie monétaire était alors invalide, peuvent donner lieu à des interprétations économiques intéressantes, permettant une comparaison de la période actuelle à celle de transition monétaire vers l'euro.

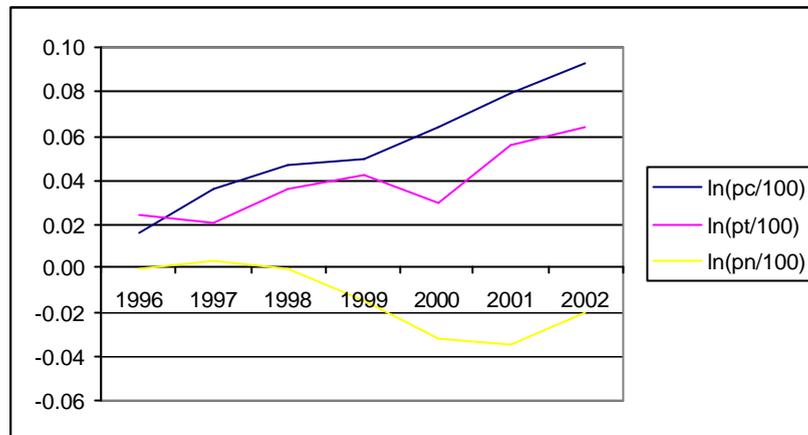
Identification des chocs en Allemagne

Le graphique 2 concerne les logarithmes du déflateur de la consommation des ménages (pc), du prix du bien exposé (pt) et du prix du bien abrité (pn) en Allemagne. Ces prix sont des indices comparables dans le temps et entre pays de la zone euro, qui ont été commentés dans les sections précédentes. Le graphique montre que l'inflation est plus faible pour le bien exposé que pour la consommation et qu'elle est légèrement négative pour le bien abrité. La

en utilisant par exemple les prévisions de l'OCDE (qu'il aurait encore fallu caler sur les Comptes de la nation). Nous ne l'avons pas fait, à cause de la lourdeur de la procédure, mais aussi parce que la simplicité de notre hypothèse facilite une interprétation critique de nos résultats.

supériorité du taux de croissance du prix du bien exposé par rapport au prix du bien abrité est une caractéristique exceptionnelle en Europe.

Graphique 2 : Prix comparables en Allemagne



Avant de présenter les premiers résultats des simulations du modèle, nous donnons dans le Tableau 5 les définitions des variables que nous rencontrerons. Nous rappelons qu'il s'agit alors de variables réduites.

Tableau 5 : Définition des variables**Variables exogènes
nationales non
observables**

<i>a</i>	Variable d'écart dans la définition du prix de la consommation des ménages
<i>q</i>	Qualité du bien exposé
$\hat{j} t_0$	Pouvoir de négociation des syndicats dans le secteur exposé
$\hat{j} n_0$	Pouvoir de négociation des syndicats dans le secteur abrité
<i>AT</i>	Indicateur de productivité du secteur exposé
<i>AN</i>	Indicateur de productivité du secteur abrité dans le pays <i>j</i>
<i>an</i>	Part du coût du travail dans la valeur ajoutée pour le secteur abrité
<i>at</i>	Part du coût du travail dans la valeur ajoutée pour le secteur exposé
<i>b</i>	Part de la dépense de consommation des ménages consacrée au bien exposé

**Variables exogènes
nationales
observables**

<i>tc</i>	Taux de taxation de la consommation des ménages
<i>N</i>	Population active du pays
<i>tw</i>	Taux de taxation du salaire net
<i>GGT</i>	Consommation des administrations en bien exposé
<i>GGN</i>	Consommation des administrations en bien abrité
<i>AGT</i>	Autres demandes autonomes en bien exposé
<i>AGN</i>	Autres demandes autonomes en bien abrité
<i>T</i>	Partie exogène des autres impôts nets de transferts payés par les ménages

**Variables exogènes
internationales**

<i>bce</i>	Variable d'écart dans la fonction de réaction de la BCE
<i>pr</i>	Prime de risque sur l'euro

Le tableau 6 donne le taux de taxation de la consommation des ménages *tc*. Il montre que l'écart de tendances entre le prix de la consommation et ses deux composantes ne peut pas s'expliquer par des changements de cette taxe.

Tableau 6 : Allemagne. Variables exogènes non observables identifiées

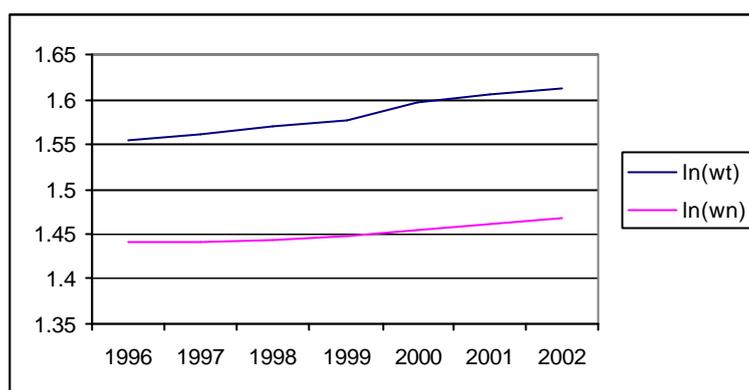
	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002
tc	0.218	0.214	0.217	0.228	0.225	0.217	
a	0.041	0.057	0.067	0.078	0.106	0.121	0.119
q	1.077	1.061	1.076	1.107	1.097	1.102	1.091
$j t_0$	-0.444	-0.462	-0.470	-0.503	-0.499	-0.453	-0.439
$j n_0$	-0.653	-0.690	-0.699	-0.725	-0.741	-0.678	-0.668
AT	0.0795	0.0986	0.0890	0.0902	0.0987	0.0742	0.0837
AN	0.2468	0.2453	0.2562	0.2715	0.2674	0.2457	0.2203
an	0.496	0.485	0.475	0.481	0.497	0.514	0.518
at	0.721	0.743	0.732	0.715	0.786	0.744	0.762
b	0.405	0.399	0.398	0.395	0.387	0.393	0.392

Les biens abrités et exposés que consomment les ménages allemands ont un prix moyen qui augmente plus vite que les prix moyens des biens abrités et exposés produits nationalement. Les biens produits mais non consommés par les ménages peuvent être consommés par les administrations, être inclus dans les investissements des entreprises, ou être exportés. Une partie des biens exposés consommés par les ménages allemands sont importés, et le prix de ces importations peut augmenter plus vite que le prix de la moyenne des biens exposés produits en Allemagne. La hausse plus forte du prix de la consommation que des prix des biens exposé et abrité, est prise en compte dans le modèle par le paramètre a, qui figure dans l'équation (1). La simulation inversée du modèle permet d'en calculer l'évolution à la hausse, qui est donnée dans le tableau 6.

Le graphique 2 montre aussi que le prix du bien exposé augmente à un rythme lent. Mais comment sa progression se situe-t-elle par rapport à celles des prix du même bien dans les autres pays européens ? La simulation inversée du modèle montre que la « qualité » du bien exposé allemand relativement à celle du bien français (qui a été normée à 1), q, donnée dans le tableau 6, croît légèrement sur la période, ce qui est cohérent avec le fait que son prix augmente plus vite que celui du bien exposé français (Tableau 3).

Pour analyser l'évolution du terme de l'échange interne en Allemagne, c'est-à-dire la dynamique du rapport entre les prix du bien abrité et du bien exposé produits par ce pays, nous devons commencer par comparer le rapport des coûts du travail (mesurés en euros par an et par travailleur) dans les deux secteurs produisant ces biens, $w t$ et $w n$. Si le marché du travail était concurrentiel, le coût du travail serait le même dans les deux secteurs (à la différence des qualifications moyennes de leurs main-d'œuvre près). Nous constatons en fait que le coût du travail est plus élevé dans le secteur exposé que dans celui abrité. Ce qui est plus important pour nous est que le coût du travail augmente moins vite dans le secteur abrité que dans le secteur exposé. Cette évolution est cohérente avec la stagnation du prix du bien abrité alors que le prix du bien exposé augmente.

Graphique 3 : Coûts du travail en Allemagne



Il nous reste à examiner si ce mouvement des coûts du travail est causée par l'évolution des variables intervenant dans les équations de salaire du modèle ou par un changement des valeurs de leurs termes constants, que nous interprétons comme représentant le pouvoirs de négociations des syndicats ou des *insiders*. Notamment, le coût du travail dans chaque secteur est partiellement indexé sur le prix du bien produit par le secteur, et cela permet d'expliquer au moins une partie du parallélisme des évolutions des rapports de leurs prix et de leurs coûts du travail. La simulation inversée du modèle nous permet de calculer les mouvements des pouvoirs de négociation des syndicats dans les secteurs exposé et abrité, $j t_0$ et $j n_0$. Ils sont donnés dans le tableau 6. On constate une baisse du pouvoir de négociation des syndicats jusqu'à l'année 2000, suivie d'un retour à sa valeur initiale (un peu au-dessus dans le secteur exposé et au-dessous dans le secteur abrité, ce qui est compatible avec une hausse moins rapide du coût du travail dans ce dernier secteur)¹³.

Le second examen que nous devons faire, pour analyser l'évolution du terme de l'échange interne en Allemagne, porte sur les dynamiques des productivités globales des facteurs dans les secteurs exposé et abrité AT et AN (nous avons examiné plus haut les dynamiques des productivités relatives du travail). Ces productivités sont des variables réduites dont ont été retirées une tendance de taux de croissance égal à 2.88% par an. La simulation inversée du modèle nous permet de calculer ces productivités. Elles sont données dans le tableau 6. La productivité augmente dans les deux secteurs jusqu'en 1999 ou 2000 puis baisse ensuite. La croissance de la productivité sur la période est un peu plus élevée dans le secteur exposé que dans le secteur abrité, ce qui devrait générer une croissance du prix relatif du bien abrité par rapport au bien exposé, comme dans l'effet Balassa-Samuelson. Or, nous observons l'évolution opposée. On avait noté auparavant que la productivité du travail augmentait au même rythme dans les deux secteurs. Aussi, il est intéressant de donner dans le tableau 6 l'évolution des parts du coût du travail dans les valeurs ajoutées des deux secteurs, at et an . Cette part est beaucoup plus basse et augmente plus lentement dans le secteur abrité que dans le secteur exposé.

Le troisième examen que nous devons effectuer concerne le paramètre représentant la part de la dépense des ménages allemands consacrée au bien exposé (quand les prix de la

¹³ Il est difficile d'interpréter de façon rigoureuse l'évolution de ces deux indicateurs macroéconomiques en termes d'événements sociaux précis en Allemagne. Par exemple une «baisse» temporaire du pouvoir des syndicats peut simplement résulter d'une modération salariale temporaire à la suite de l'obtention d'avantages importants.

consommation et de ce bien sont égaux). La simulation inversée du modèle nous permet de calculer l'évolution des valeurs prises par ce paramètre b . Elle est donnée dans le tableau 6. Ce paramètre tend à baisser au cours du temps. Ce mouvement, qui augmente la demande de bien abrité toutes choses égales par ailleurs, devrait conduire à une augmentation du prix du bien abrité relativement à celui du bien exposé. Or c'est le contraire que nous observons.

L'augmentation de la préférence pour le bien abrité sur la période 1996-2002 est une caractéristique qu'on observe dans tous les pays de la zone euro. Une interprétation possible de ce résultat est la part croissante des dépenses de santé dans le revenu national, résultant elle-même de l'élasticité plus grande que 1 de ces dépenses par rapport au revenu, du développement de soins plus sophistiqués et coûteux, et du vieillissement de la population.

Nous avons examiné jusqu'à présent les évolutions de paramètres structurels non observables. Il nous reste à examiner celle des variables exogènes allemandes observables figurant dans le modèle : la population active N , le taux de taxation des salaires tw , les consommations des administrations en bien exposé et en bien abrité GGT et GGN , les demande autonome de bien exposé et de bien abrité AGT et AGN (principalement la FBCF, plus des termes d'ajustement), les transferts moins les autres taxes $-T$. Il s'agit de variables réduites. Ainsi, les consommations des administrations et les demandes autonomes étant en euros constants, nous leur avons enlevé une tendance égale à celle de la production marchande en Europe (2.88% par an). Les transferts étant en euros courants nous leur avons ôté une tendance égale à la précédente, plus le taux d'inflation tendanciel en Europe (1.79%). Nous avons le tableau

Tableau 7 : Allemagne . Variables exogènes observables

	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002
N^*	30.107	30.385	30.510	30.539	30.805	30.928	30.859
tw	0.616	0.591	0.577	0.589	0.602	0.547	0.535
GGT^{**}	92	89	85	83	82	82	80
GGN^{**}	138	136	134	135	138	138	136
AGT^{**}	-62	-64	-57	-54	-39	-86	-85
AGN^{**}	188	181	183	184	171	164	142
$-T^{**}$	397	358	338	336	290	331	327

**millions de personnes*

*** milliards d'euros*

Les évolutions les plus intéressantes sont la baisse de la taxation des salaires et des transferts des administrations, nets de taxes, ainsi que la diminution de la demande autonome de bien abrité. On peut estimer que ces mouvements ont une responsabilité dans la baisse du prix relatif du bien abrité en Allemagne.

Identification des chocs symétriques

Nous présentons maintenant dans le tableau 8 deux chocs symétriques qui ont été identifiés par la simulation inversée du modèle. Le premier choc, noté pr , mesuré en points de pourcentage, porte sur la prime de risque sur l'euro. Le deuxième choc, noté bce , mesuré en points de pourcentage, représente l'excédent du taux d'intérêt européen relativement à la valeur résultant de l'application de la règle monétaire de la BCE.

Pour faciliter l'interprétation économique nous donnons également dans le tableau le taux de change e , son taux de croissance $\Delta e/e_{-1}$, et les taux d'inflation et d'intérêt π et i , ces trois dernières variables étant en pour cent par an, sur la période étudiée.

Tableau 8 : Europe. Variables exogènes observables et non-observables identifiées

	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002
bce*	-5.5	-1.9	1.0	0.2	0.1	-0.1	-1.3
pr*	-12.9	-1.0	-4.3	-15.0	-2.4	4.3	-0.4
e	0.769	0.887	0.900	0.939	1.085	1.117	1.063
$\Delta e/e_{-1}$ *	5.01	15.23	1.48	4.32	15.64	2.96	-4.91
π *	6.26	3.41	1.17	1.13	2.17	2.33	2.37
i *	4.92	4.25	3.83	2.97	4.39	4.26	3.32

* % par an

La BCE est entrée en activité le 1^{er} janvier 1999. Donc, la valeur de bce avant cette date se borne à refléter le fait que le taux d'intérêt moyen en Europe était bas en regard de l'inflation moyenne, en 1996 et à un degré moindre en 1997. Cependant, les taux d'intérêt fixés par les banques centrales nationales, étaient élevés dans les pays inflationnistes, comme la Grèce ou l'Italie. En 2002, nous observons que la BCE a baissé son taux d'intérêt alors même que l'inflation tendait à augmenter, ce que nous avons appelé antérieurement la politique *relativement expansionniste* de la BCE¹⁴. Les fortes primes de risque en faveur de l'euro, qui s'observent en 1996 et 1999, rendent compte du fait que l'Europe a maintenu durant ces années des taux d'intérêt somme toutes modérés, alors même que l'euro se dépréciait fortement. Evidemment, l'année 1996 mériterait un examen pays par pays. Enfin, le modèle ne suppose pas que la loi du prix unique soit valide entre l'Europe et le reste du monde. Il préfère poser l'hypothèse alternative que les biens exposés européens et étrangers sont imparfaitement substituables, pour rendre compte du fait que les taux de change nominal et réel connaissent au cours du temps des évolutions sensiblement parallèles. Il en résulte que la dépréciation de l'euro de 1996 à 2001, suivie par une appréciation en 2002, n'est possible que si la demande du reste du monde pour les biens européens a diminué jusqu'en 2001, pour augmenter ensuite.

Décomposition des causes des écarts de prix de l'Allemagne

Les paragraphes précédents nous ont permis d'identifier les chocs importants pour comprendre les spécificités de l'évolution économique de l'Allemagne. Maintenant, nous effectuons une série de simulations directes du modèle, en retirant progressivement ces chocs, c'est-à-dire en fixant les variables exogènes associées à leurs valeurs de l'état stationnaire de référence. Cela va nous permettre d'identifier l'effet de chaque choc sur le prix de la consommation, le prix du bien exposé et le terme de l'échange interne en Allemagne. Commençons par examiner ce dernier. La dernière ligne du tableau 9 donne l'évolution observée du terme de l'échange interne de 1996 à 2002. Celui-ci baisse régulièrement sur la période, ce qui est une évolution qui se rencontre rarement pour les pays industrialisés. La seconde ligne donne la valeur de référence du terme de l'échange, quand tous les chocs sont

¹⁴ Les analystes de la conjoncture interprétaient ce comportement comme une révision par la BCE de sa politique, sous l'influence des médiocres performances de croissance de l'Allemagne, la France et l'Italie. On peut aussi remarquer que l'objectif officiel d'inflation de la BCE, un plafond de 2% par an, a été dépassé en 2000, 2001 et 2002.

retirés de l'économie. Nous donnons ensuite les contributions des chocs les plus importants, exprimés en points de pourcentage par rapport au terme de l'échange. Nous pouvons faire les commentaires suivants.

Tableau 9 : Allemagne. Décomposition des variations du terme de l'échange interne en contributions de chocs élémentaires

Terme de l'échange	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002
Référence	0.949	0.949	0.949	0.949	0.949	0.949	0.949
Prix initiaux %	5.38	3.53	2.29	1.47	0.91	0.54	0.29
Balance de paiements%	-1.02	-1.72	-2.18	-2.48	-2.68	-2.81	-2.90
Productivité%	-2.27	-2.12	-3.30	-5.41	-6.24	-7.64	-6.55
Demande autonome%	1.36	2.18	2.66	3.01	2.66	2.86	3.60
Marché du travail%	0.47	1.03	1.77	3.00	4.04	4.34	3.82
Qualité%	1.22	1.93	0.48	-2.31	-3.04	-3.03	-2.23
Reste du monde%	-0.87	-1.80	-2.27	-1.88	-1.03	-1.23	-2.14
Autres pays européens%	-1.81	-1.00	0.11	2.45	3.12	2.75	2.90
Observé	0.975	0.982	0.964	0.944	0.940	0.914	0.919

1. La base de données est construite de telle façon que les valeurs initiales des prix des deux biens et du déflateur de la consommation des ménages, c'est-à-dire leurs valeurs observées en 1995, soient égales à 1.074¹⁵. Or, les valeurs stationnaires de référence sont : $pt=1.040$, $pn=0.987$, $pc=1.057$. Comme le modèle présente une hystérésis sur le niveau des prix, les valeurs initiales des prix conditionnent leurs valeurs d'équilibre de long terme. Mais les prix relatifs ne présentent pas d'hystérésis. Nous estimons que la parité du mark par rapport à l'euro était trop élevée en 1996 et contribuait à expliquer une surévaluation du terme de l'échange interne de 5.38%¹⁶. Cette marge a conduit à réduire l'inflation du prix du bien abrité et en conséquence elle s'est réduite au cours du temps. Elle ne valait plus que 0.29% en 2002. Nous avons ainsi une première explication de la décroissance du terme de l'échange interne.
2. La seconde explication est une surprise. Nous avons noté que le rapport des productivités globales dans les deux secteurs fluctuait, avec une légère tendance pour la productivité du secteur exposé à augmenter plus vite. Nous avons aussi une fluctuation du rapport des parts allant à la rémunération du travail dans les deux secteurs, avec une tendance à la baisse dans le secteur exposé. La simulation du modèle montre que ces deux variations jouent un rôle appréciable dans la baisse du terme de l'échange interne, pour 4.3% sur la période. L'Allemagne connaît donc un effet Balassa-Samuelson, mais inversé.
3. Les lignes balance des paiements et demande autonome doivent être commentées ensemble. Elles représentent un effet de demande, dont la juxtaposition ne contribue que faiblement à faire croître le terme de l'échange¹⁷. Une hypothèse du

¹⁵ Chaque prix, avant son écriture en variable réduite, vaut 100 en Allemagne en 1995. La valeur commune de 1.074 résulte de l'enlèvement d'une même tendance dans chaque série de prix.

¹⁶ Si la parité du mark par rapport aux autres monnaies européennes avait été plus faible de 5.38% en 1996, comme la loi du prix unique vaut pour le bien exposé, nous n'aurions pas observé cette dynamique transitoire du terme de l'échange interne. Donc, nous pouvons considérer que ce chiffre représente une surévaluation du mark.

¹⁷ Le modèle suppose que le commerce extérieur ne concerne que le bien exposé. Cela est évidemment faux et conduit à surestimer l'excédent commercial du secteur exposé. L'équilibre se fait par une sous-estimation de la demande autonome de bien exposé et une sur estimation de la demande autonome de bien abrité.

modèle est que l'excédent de la balance des biens et services sert, avec les revenus des capitaux placés à l'étranger, à accumuler des actifs étrangers. Il y a donc une relation de long terme entre l'excédent de la balance et l'endettement extérieur. Dans l'état stationnaire de référence nous avons ajusté la demande autonome de bien exposé pour que l'endettement net extérieur moyen observé sur la période soit soutenable de façon permanente. Nous ne faisons pas cet ajustement sur la période analysée. De plus, sur cette période l'identité de la balance des paiements nécessite l'introduction d'un terme d'écart, qui peut s'interpréter comme des transferts à l'étranger. De tels transferts existent bien qu'ils soient plus faibles que ceux que nous estimons. La différence s'explique par la difficulté à mesurer correctement les actifs nets sur l'étranger et leur rémunération. Ces transferts doivent être ajoutés à la demande autonome de bien exposé pour analyser l'équilibre du marché de ce bien¹⁸. En effet, dans la ligne balance des paiements nous supprimons le terme d'écart qui lui est associé, et dans la ligne demande autonome nous amenons la demande de bien exposé à son niveau stationnaire de référence. Il nous semble donc délicat d'essayer de séparer ces deux facteurs.

4. Les éléments de la politique budgétaire de l'Etat n'influencent que faiblement le mouvement du terme de l'échange interne et ne figurent pas en conséquence dans le tableau.
5. La diffusion des chocs heurtant les économies des partenaires européens de l'Allemagne, vers ce pays, contribue à faire progresser le terme de l'échange interne. En revanche, les chocs heurtant le reste du monde ont l'effet contraire.

Examinons maintenant le prix du bien exposé. Nous obtenons le tableau 10.

Tableau 10 : Allemagne. Décomposition des variations du prix du bien exposé en contributions de chocs élémentaires

Prix du bien exposé	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002
Référence	1.040	1.040	1.040	1.040	1.040	1.040	1.040
Prix initiaux%	0.70	0.97	1.12	1.20	1.23	1.24	1.23
Balance de paiements%	0.26	0.42	0.54	0.62	0.69	0.75	0.81
Ménages%	0.25	0.26	0.13	-0.06	-0.21	-0.60	-1.10
Productivité%	0.19	-0.06	0.48	1.48	1.63	2.14	2.01
Demande autonome%	-0.04	-0.02	0.20	0.48	1.04	0.80	-0.20
Marché du travail%	-0.22	-0.59	-1.15	-2.18	-3.05	-3.30	-3.23
Qualité	-0.27	-1.28	-0.16	1.86	1.20	1.47	0.72
a_Al%	-0.23	-0.98	-1.50	-1.89	-2.14	-1.98	-1.73
BCE%	2.32	2.73	2.53	2.78	3.17	3.63	4.04
Reste du monde%	0.64	1.51	2.07	1.81	1.03	1.26	2.28
Autres pays européens%	-0.30	-2.06	-3.70	-6.65	-8.11	-8.30	-8.81
Observé	1.080	1.058	1.056	1.044	1.012	1.020	1.010

Le prix observé du bien exposé (exprimé en variable réduite, c'est-à-dire tel qu'une tendance de 1.79% par an en a été enlevé) baisse nettement et régulièrement sur la période étudiée. Les chocs sur les partenaires européens sont la principale cause de cette baisse. Elle est limitée par la politique relativement expansionniste de la BCE. Là encore la politique budgétaire ne joue guère de rôle.

¹⁸ On peut estimer qu'une partie d'entre eux peut expliquer le signe négatif de la demande autonome de bien exposé.

L'examen de l'évolution du déflateur de la consommation des ménages, documentée plus haut, est alors facile à comprendre à partir de la relation suivante, qui est une simple réécriture de l'équation (1).

$$(1') \ln(pc_j) = \ln\left(\frac{1+tc_j}{1+t\bar{c}_{Al,1995}}\right) + a_j + \ln(pt_j) - b_j \ln(q_j) + (1-b_j)\ln(pn_j / pt_j)$$

Le prix du bien exposé augmente faiblement sur la période (à un rythme nettement plus bas que 1.79% par an) et le terme de l'échange interne baisse, pour les raisons que nous venons de donner. Ces mouvements entraînent une faible progression du déflateur de la consommation des ménages. Cette progression est cependant renforcée par le fait que les ménages demandent des biens dont les prix augmentent plus vite que la moyenne des prix des biens fabriqués en Allemagne.

Diffusion des chocs heurtant l'économie allemande vers les autres pays européens

Nous nous limitons à l'examen de la diffusion des chocs allemands vers le taux de change de l'euro, le taux d'intérêt en Europe et la situation économique de la France. Comme les biens exposés produits par les différents pays européens sont parfaitement substituables entre eux, notre modèle ne permet pas de prendre en compte des structures de parts de marché de chaque pays européen chez ses partenaires. Cette symétrie implique qu'il suffit de se limiter à l'examen du cas de la France.

Tableau 11 : Diffusion des chocs heurtant l'économie allemande vers l'Europe et la France

Variables	Référence	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002
Europe								
Taux de change	0.966	2.83	3.29	3.66	3.62	3.29	3.43	3.27
Taux d'intérêt	5.74	0.47	0.38	-0.01	-0.34	0.16	-0.17	-0.74
France								
pc	0.962	0.64	0.71	0.71	0.46	0.36	0.33	-0.01
pt	0.962	1.59	1.50	1.15	0.31	0.04	-0.08	-0.93
pn	0.870	0.84	0.25	0.44	0.56	0.55	0.58	0.55
Emploi exposé	5040	45.389	25.473	11.903	-12.322	-12.976	-14.310	-37.927
Emploi abrité	10453	-15.055	-9.851	-5.539	3.900	5.872	7.161	15.789
Consommation bien exposé	286	-1.50	-0.93	-0.16	0.72	0.60	0.89	1.72
Consommation bien abrité	532	0.03	0.35	0.56	0.45	0.07	0.21	0.17

La première colonne du tableau 11 donne les valeurs de l'état stationnaire de référence. L'emploi en France dans les deux secteurs est en milliers de personnes et les consommations par les ménages français des deux biens sont en milliards d'euros constants. Le taux d'intérêt européen est en pour cent par an. Les autres lignes donnent des variations relatives en pour cent pour le taux de change, les prix et les consommations. Elles donnent des variations absolues en pour cent par an pour le taux d'intérêt et en milliers de personnes pour l'emploi.

Examinons la situation postérieure au 1^{er} janvier 1999. Les chocs heurtant l'économie allemande ont conduit à une dépréciation de l'euro. Des résultats non reproduits ici montrent

que cela résulte d'une demande insuffisante de l'Allemagne pour le bien exposé. Cette dépréciation de l'euro a des effets inflationnistes sur la France. En revanche les effets sur l'emploi et la consommation français sont très faibles. Ils résultent des effets opposés d'une dépréciation de l'euro d'une part et d'une faible demande du bien exposé par l'Allemagne d'autre part.

5. Analyse des écarts de la situation économique irlandaise relativement à la moyenne européenne, sur la période 1996-2002

Identification des chocs en Irlande

Le graphique 4 montre que l'inflation est positive pour la consommation, mais avec un palier sur la période 1997-1998. Elle est plus faible pour le bien abrité et est sensiblement nulle pour le bien exposé. Le tableau 12 donne le taux de taxation de la consommation des ménages t_c et suggère que la plus forte inflation du déflateur de la consommation des ménages pourrait s'expliquer par une forte progression de la taxation indirecte.

Graphique 4 : Prix comparables en Irlande

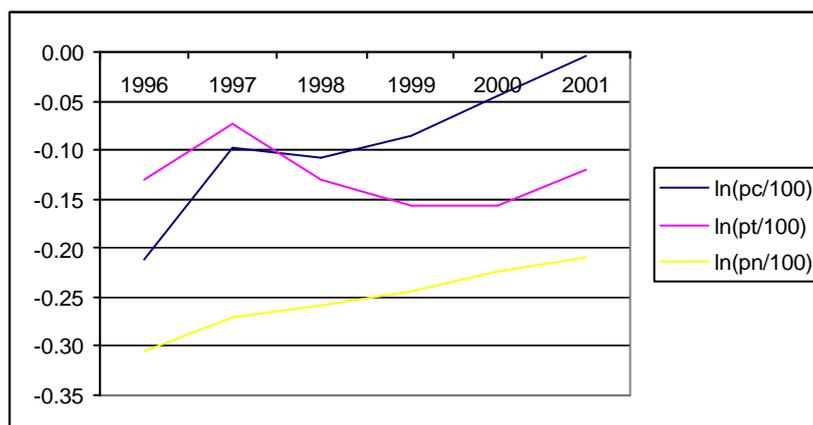


Tableau 12 : Irlande. Variables exogènes (réduites) non observables identifiées

	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002
t_c	0.230	0.263	0.286	0.307	0.325	0.298	
a	-0.039	0.026	-0.004	0.007	0.025	0.069	0.115
q	0.924	0.965	0.911	0.907	0.911	0.926	0.926
j_{t_0}	-0.492	-0.568	-0.754	-0.744	-0.709	-0.672	-0.685
j_{n_0}	-0.363	-0.406	-0.640	-0.637	-0.617	-0.538	-0.544
AT	0.0350	0.0391	0.0519	0.0544	0.0564	0.0541	0.0562
AN	0.0374	0.0397	0.0417	0.0426	0.0434	0.0437	0.0431
an	0.768	0.798	0.753	0.773	0.802	0.842	0.871
at	0.541	0.484	0.348	0.350	0.355	0.371	0.345
b	0.490	0.495	0.475	0.462	0.467	0.460	0.460

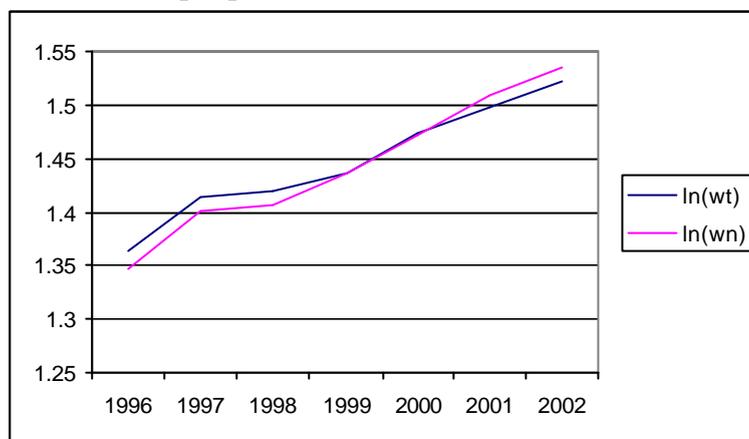
Le tableau 12 montre aussi que, comme dans le cas de l'Allemagne, les biens abrités et exposés que consomment les ménages irlandais ont un prix moyen hors taxes indirectes qui

augmente plus vite que les prix moyens des biens abrités et exposés produits nationalement (paramètre a).

La stagnation du prix du bien exposé n'a rien d'exceptionnel en Europe : le tableau 12 montre que la " qualité " du bien exposé irlandais q est légèrement inférieure à celle du bien exposé français, mais avec un écart ne changeant guère au cours du temps.

Pour analyser l'évolution du terme de l'échange interne en Irlande nous devons commencer par comparer le rapport des coûts du travail dans les deux secteurs produisant ces biens. Nous constatons que les coûts du travail augmentent rapidement dans les deux secteurs. Cependant, la progression est plus rapide dans le secteur abrité, dont le coût du travail dépasse celui dans le secteur exposé à partir de 2001. Cette évolution est cohérente avec la croissance observée du terme de l'échange interne.

Graphique 5: Coûts du travail en Irlande



Il nous reste à examiner si cette évolution des coûts du travail est causée par les mouvements des variables intervenant dans les équations de salaire du modèle ou par un changement des valeurs de leurs termes constants, que nous interprétons comme représentant le pouvoirs de négociations des syndicats. La simulation inversée du modèle nous permet de calculer les évolutions des pouvoirs de négociation des syndicats dans les secteurs exposé et abrité, j_t et j_{n_0} qui sont donnés dans le tableau 12.

On constate une baisse du pouvoir de négociation des syndicats jusqu'à l'année 1999, suivie d'une lente progression ensuite. La baisse a sensiblement la même ampleur dans les deux secteurs. Honohan et Walsh (2002) expliquent que la modération des salaires en Irlande résulte d'une politique des revenus, le Gouvernement échangeant des concessions fiscales contre une attitude moins revendicative des syndicats. Dans son commentaire de ces deux auteurs, Blanchard ajoute que les salaires en Irlande ne pouvaient pas évoluer beaucoup plus vite que ceux en Angleterre, à cause de la mobilité de la main-d'œuvre entre les deux pays. Or, les gains de productivité étaient nettement plus élevés en Irlande.

Le second examen que nous devons faire, pour analyser l'évolution du terme de l'échange interne en Irlande, porte sur les dynamiques des productivités globales des facteurs dans les secteurs exposé et abrité AT et AN (exprimées en variables réduites, c'est-à-dire après en avoir ôté une tendance de 2.88% par an). La simulation inversée du modèle nous permet de calculer ces productivités et de les représenter dans le tableau 12.

La productivité augmente dans les deux secteurs jusqu'en 2000 ou 2001 puis stagne ensuite. La croissance de la productivité sur la période est nettement plus élevée dans le secteur exposé que dans le secteur abrité, ce qui donne une explication de la croissance du terme de l'échange interne conforme à celle développée par Balassa et Samuelson. On avait déjà noté que la productivité du travail en Irlande augmente beaucoup plus vite dans le secteur exposé que dans le secteur abrité. Il est intéressant de donner aussi dans le tableau 12 l'évolution des parts du coût du travail dans les valeurs ajoutées des deux secteurs *at* et *an*. On constate que cette part baisse fortement dans le secteur exposé. Cela résulte de la tendance longue de l'économie irlandaise à abandonner des secteurs anciens intensifs en travail au profit de secteurs modernes plus économes de ce facteur. Mais cette évolution se comprend aussi à la lumière de l'analyse déjà citée d'Honohan et Walsh, qui est que les firmes multinationales ont intérêt pour des raisons fiscales à faire apparaître un maximum de valeur ajoutée dans leurs filiales irlandaises, par exemple en manipulant les prix de transferts¹⁹.

Le troisième examen que nous devons effectuer concerne le paramètre représentant la part de la dépense des consommateurs irlandais consacrée au bien exposé, *b*. La simulation inversée du modèle nous permet de calculer l'évolution des valeurs prises par ce paramètre. Elle est représentée dans le tableau 12. Ce paramètre tend à baisser au cours du temps. Ce mouvement, qui augmente la demande de bien abrité toutes choses égales par ailleurs, contribue aussi à la croissance du terme de l'échange interne.

Il nous reste à examiner l'évolution des variables exogènes irlandaises observables figurant dans le modèle : la population active *N*, le taux de taxation des salaires *tw*, les consommations des administrations en bien exposé et en bien abrité *GGT* et *GGN*, les demande autonome de bien abrité et de bien exposé *AGT* et *AGN*, les transferts moins les autres taxes *-T*. On rappelle que toutes ces variables sont réduites. Nous obtenons le tableau 13.

Tableau 13 : Irlande. Variables exogènes observables

	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002
<i>N</i> *	1.148	1.1949	1.2836	1.3242	1.3621	1.3896	1.3964
<i>tw</i>	0.440	0.484	0.474	0.503	0.500	0.443	0.390
<i>GGT</i> **	3.3	3.4	3.5	3.9	4.4	5	5.4
<i>GGN</i> **	4.1	4.2	4.4	5	5.4	6.4	7.0
<i>AGT</i> **	-3.2	-1.3	1.7	0.9	1.3	-0.8	-7.4
<i>AGN</i> **	1.5	3.4	6.1	6.9	8.6	7.6	7.0
<i>-T</i> **	6.2	7.1	7.9	10.3	9.4	11.3	NA

*millions de personnes

** milliards d'euros

Honohan et Walsh (2002) notent la forte hausse de la population active disponible en Irlande, que nous observons dans le tableau. Ce mouvement est dû à une progression du taux d'activité, mais aussi à un retour dans leurs pays d'émigrants irlandais. En fait la population active disponible est très sensible aux conditions économiques, ce qui introduit une flexibilité dans l'équation de salaire et peut expliquer la baisse du pouvoir des *insiders* dans les négociations salariales, notée plus haut. On rappelle que le taux de croissance du PIB progressa à un rythme de 10% par an sur la période 1995-2000. Une autre évolution

¹⁹ Peet (2004) remarque que le PNB irlandais est d'environ 25% plus bas que le PIB et que l'écart augmente. Cet écart s'explique largement par l'importance des profits rapatriés des firmes multinationales américaines.

intéressante est la hausse de la taxation des salaires jusqu'en 1999, suivie de fortes baisses en 2001 et 2002. La consommation des administrations et les transferts des administrations nets de taxes ont augmenté sur la période.

Décomposition des causes des écarts de prix de l'Irlande

Le paragraphe précédent nous a permis d'identifier les chocs importants pour comprendre les spécificités de l'évolution économique de l'Irlande. Maintenant, nous effectuons une série de simulations directes du modèle, en retirant progressivement ces chocs, c'est-à-dire en fixant les variables exogènes associées à leurs valeurs de l'état stationnaire de référence. Nous serons ainsi en mesure d'identifier l'effet de chaque choc sur le prix de la consommation, le prix du bien exposé et le terme de l'échange interne en Irlande. Commençons par examiner ce dernier. La dernière ligne du tableau 14 donne l'évolution observée du terme de l'échange interne de 1996 à 2002. Celui-ci augmente sur la période. La seconde ligne donne la valeur de référence du terme de l'échange, quand tous les chocs sont retirés de l'économie. Nous donnons ensuite les contributions des chocs les plus importants, exprimés en points de pourcentage par rapport au terme de l'échange. Nous pouvons faire les commentaires suivants.

Tableau 14 : Irlande . Décomposition des variations du terme de l'échange interne en contributions de chocs élémentaires

Terme de l'échange	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002
Référence	0.881	0.881	0.881	0.881	0.881	0.881	0.881
Prix initiaux%	-2.08	-1.45	-1.00	-0.67	-0.44	-0.27	-0.15
Offre de travail%	5.03	7.02	5.54	3.31	0.74	-1.72	-3.57
Balance des paiements%	-6.21	-10.45	-13.45	-15.64	-17.26	-18.45	-19.31
Transferts nets du Gouvernement%	-0.13	0.25	0.94	2.63	3.42	4.91	6.01
Productivité%	-4.27	-8.03	7.54	20.23	28.29	22.53	19.83
Demande autonome%	48.88	59.49	40.63	26.39	19.33	23.70	27.57
Marché du travail%	-25.45	-23.96	-23.18	-21.71	-20.15	-19.04	-20.14
Qualité%	-4.12	1.47	1.86	1.35	-0.18	-0.17	-2.23
Reste du monde%	-0.85	-1.69	-2.08	-1.63	-0.71	-0.86	-1.62
Autres pays européens%	-3.88	-3.17	-1.68	1.38	2.11	1.80	NA
Observé	0.838	0.821	0.880	0.915	0.933	0.913	NA

1. Les valeurs initiales de nos trois prix diffèrent de leurs valeurs stationnaires de référence. Nous estimons que la parité de la livre irlandaise par rapport à l'euro était trop basse en 1996 et contribuait à expliquer une sous-évaluation du terme de l'échange interne, et de la livre irlandaise, de 2.08%. Cette marge s'est réduite au cours du temps et ne valait plus que 0.15% en 2002. Nous avons ainsi une première explication de la décroissance du terme de l'échange interne.
2. Comme nous l'avons noté dans le paragraphe précédent, l'évolution des productivités dans les deux secteurs contribue à une progression du terme de l'échange interne. La modération salariale contribue à réduire le terme de l'échange interne, mais à un degré faiblissant légèrement au cours du temps.
3. La hausse de la population active disponible réduit la pénurie de la main-d'œuvre dans le secteur abrité, ce qui freine la progression à la hausse du terme de l'échange interne.

4. Les lignes balance des paiements et demande autonome doivent être commentées ensemble pour les raisons que nous avons données auparavant. Leurs évolutions tendent à faire baisser le terme de l'échange interne de 1996 à 2002.
5. La diffusion des chocs heurtant les économies des partenaires européens de l'Irlande vers ce pays, contribuent à faire progresser le terme de l'échange interne.
6. Une préférence croissante pour le bien abrité de la part des ménages irlandais contribue à faire croître le terme de l'échange interne. Ce mécanisme, qui prend notamment la forme d'un boom dans le secteur immobilier et d'une expansion du secteur du bâtiment, a cependant une assez faible ampleur, et pour cela nous n'en avons pas donné notre évaluation dans le tableau.

Examinons maintenant le prix du bien exposé. Nous avons le tableau 15.

Tableau 15 : Irlande . Décomposition des variations du prix du bien exposé en contributions de chocs élémentaires

Prix du bien exposé	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002
Référence	0.889	0.889	0.889	0.889	0.889	0.889	0.889
Prix initiaux%	-0.08	-0.08	-0.07	-0.07	-0.07	-0.07	-0.07
Balance de paiements%	0.09	0.16	0.23	0.28	0.34	0.40	0.46
Demande autonome%	-0.18	-0.29	-0.36	-0.44	-0.51	-0.59	-0.76
Qualité%	-0.05	4.38	-1.43	-1.85	-1.38	0.14	0.14
BCE%	2.32	2.73	2.56	2.84	3.27	3.79	4.27
Reste du monde%	0.67	1.53	2.10	1.84	1.03	1.23	2.22
Autres pays européens%	1.27	-0.51	-2.51	-6.18	-7.77	-8.02	NA
Observé	0.927	0.963	0.894	0.855	0.841	0.857	NA

Le prix observé du bien exposé (exprimé en variable réduite, c'est-à-dire après en avoir enlevé une tendance de 1.79% par an) baisse sur la période étudiée. Les chocs sur les partenaires européens sont la principale cause de cette baisse. Elle est freinée par la politique relativement expansionniste de la BCE, et est accentuée en 2002 par la dépréciation de l'euro (ligne reste du monde).

La progression du déflateur de la consommation des ménages, documentée plus haut, est alors facile à comprendre à partir de l'équation (1').

$$(1') \ln(pc_j) = \ln\left(\frac{1+tc_j}{1+t\bar{c}_{Al,1995}}\right) + a_j + \ln(pt_j) - b_j \ln(q_j) + (1-b_j) \ln(pn_j / pt_j)$$

Le déflateur de la consommation des ménages augmente sur la période, mais présente un palier sur 1997-1998. Le prix du bien exposé stagne sur la période et le terme de l'échange interne augmente pour les raisons que nous venons de donner. Le taux de taxation indirecte augmente fortement de 1996 à 2000 et baisse légèrement en 2001. Nous avons aussi noté que les Irlandais consomment des biens dont le prix moyen augmente plus vite que le prix moyen des biens fabriqués nationalement, et que la qualité relative du bien exposé irlandais ne change guère sur la période.

Le FMI (2003b) a effectué une décomposition de l'écart d'inflation entre l'Irlande et la zone euro, similaire à celle que nous avons faite. L'effet Balassa-Samuelson, c'est-à-dire les forts gains de productivité dans le secteur exposé, expliquent la moitié de cet écart. L'augmentation

de la fiscalité indirecte joue un rôle important certaines années (par exemple en 2002, année pour laquelle nous ne disposons hélas pas de données ; pour les années précédentes l'évaluation du FMI est identique à la nôtre). La baisse du taux d'intérêt réel résultant de l'adhésion à l'UEM joue un rôle : Fitz Gerald (2001) commente la baisse de la prime de risque dont a bénéficié alors l'Irlande (ce choc n'affecte dans nos évaluations que le prix du bien exposé). La hausse de la consommation des ménages nourrie par les plus values immobilières contribue à l'inflation (cet effet est inexistant dans notre évaluation). La politique fiscale expansionniste des années 2000-2002 joue un rôle (il n'apparaît pas dans notre évaluation). L'arrivée d'investissements directs étrangers, encouragés par l'adhésion à l'UEM, et l'inflation importée des Etats-Unis par suite de la dépréciation de l'euro relativement au dollar, contribuent à l'inflation (nous trouvons que l'évolution des demandes autonomes a freiné l'inflation jusqu'en 2000 mais l'a accrue après, et que le terme d'écart de la balance des paiements a freiné l'inflation). Il est possible que la raison des divergences entre l'évaluation de l'étude du FMI et la nôtre soit que la première utilise des méthodes d'analyse en équilibre partiel, alors que nous recourons à un modèle d'équilibre général. Par exemple, le FMI peut retenir que la consommation des ménages a progressé, alors que nous notons que cette progression résulte essentiellement des gains de productivité de l'Irlande. Les similarités sont cependant importantes, notamment quant au rôle de l'effet Balassa-Samuleson.

Diffusion des chocs heurtant l'économie irlandaise vers les autres pays européens

Nous nous limitons à l'examen de la diffusion des chocs irlandais vers le taux de change de l'euro, le taux d'intérêt en Europe et la situation économique de la France. Le mode d'emploi du tableau 16 est le même que pour le tableau 11.

Tableau 16 : Diffusion des chocs heurtant l'économie irlandaise vers l'Europe et la France

Taux de change	Référence	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002
Taux d'intérêt								
France	0.966	0.70	0.70	0.70	0.70	0.70	0.70	0.70
pc	5.74	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
pt								
pn	0.962	-0.04	-0.09	-0.11	-0.17	-0.22	-0.27	-0.35
Emploi exposé	0.962	-0.02	-0.10	-0.14	-0.27	-0.37	-0.44	-0.59
Emploi abrité	0.870	-0.05	-0.09	-0.09	-0.11	-0.14	-0.17	-0.20
Consommation bien exposé	5.040	0.219	1.101	1.283	4.504	5.660	6.533	9.558
Consommation bien abrité	10.453	1.050	0.406	0.433	1.569	2.367	3.049	4.405
Taux de change	0.286	-0.21	-0.11	0.03	0.12	0.17	0.23	0.36
Taux d'intérêt	0.532	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00

Comme on pouvait s'y attendre, les chocs irlandais influencent peu l'économie française. Ils ont très légèrement réduit l'inflation dans ce pays, notamment du prix du bien exposé, et diminué l'emploi dans ce secteur. Enfin, ils conduisent à une légère dépréciation de l'euro.

6. Analyse des écarts de la situation économique française relativement à la moyenne européenne, sur la période 1996-2002

Identification des chocs en France

Le graphique 6 montre que l'inflation est modérée pour la consommation, plus forte pour le bien abrité et sensiblement nulle pour le bien exposé. Le tableau 17 donne le taux de taxation de la consommation des ménages tc , et montre qu'une légère réduction de celle-ci a contribué à la modération de l'inflation de la consommation.

Graphique 6 : Prix comparables en France

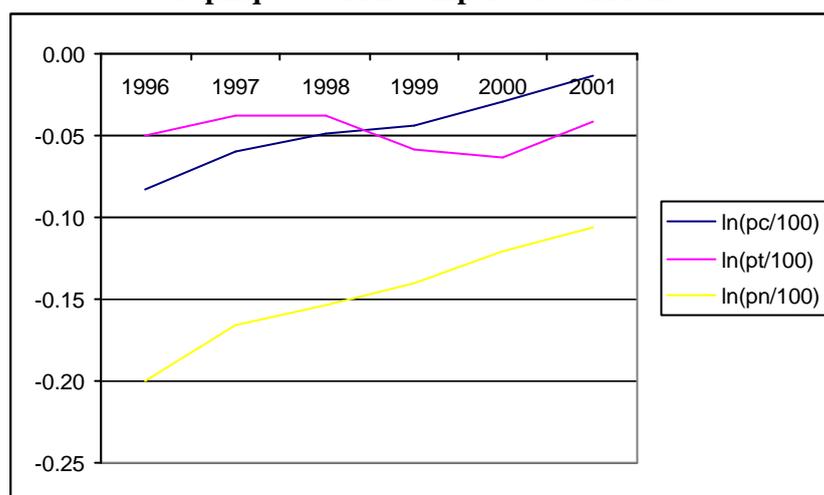


Tableau 17 : France. Variables exogènes (réduites) non observables identifiées

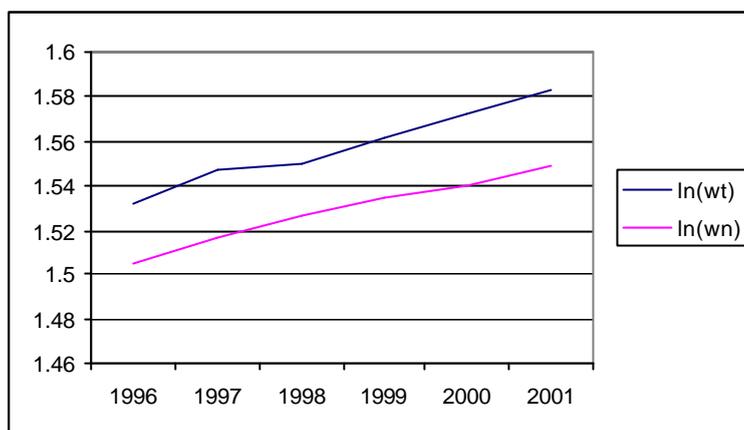
	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002
tc	0,248	0,249	0,250	0,248	0,242	0,232	NA
a	0,040	0,038	0,040	0,045	0,055	0,061	0,063
q	0,924	0,965	0,911	0,907	0,911	0,926	0,926
$j t_0$	-0,595	-0,599	-0,669	-0,667	-0,638	-0,627	-0,622
$j n_0$	-0,499	-0,528	-0,589	-0,620	-0,623	-0,613	-0,608
AT	0,1029	0,1081	0,1216	0,1344	0,1245	0,1089	0,1108
AN	0,1970	0,1988	0,2209	0,2175	0,2103	0,2082	0,2053
at	0,660	0,642	0,597	0,572	0,596	0,630	0,625
an	0,573	0,563	0,536	0,538	0,542	0,542	0,546
b	0,383	0,375	0,375	0,371	0,365	0,369	0,369

Le tableau 17 montre que les biens abrités et exposés que consomment les ménages français ont un prix moyen qui augmente plus vite que les prix moyens des biens abrités et exposés produits nationalement (paramètre a). La différence des progressions est cependant plus faible que pour l'Allemagne et beaucoup plus faible que pour l'Irlande.

La stagnation du prix du bien exposé n'a rien d'exceptionnel en Europe. On se rappelle que le bien exposé français a été pris comme référence de qualité, donc que celle-ci est toujours égale à 1.

Pour analyser l'évolution du terme de l'échange interne en France nous devons commencer par comparer le rapport des coûts du travail dans les deux secteurs produisant ces biens. Nous constatons sur le graphique 7 que les coûts du travail augmentent à un rythme modéré et que le coût du travail est plus élevé dans le secteur exposé que dans le secteur abrité. L'écart des salaires dans les deux secteurs ne change guère.

Graphique 7: Coûts du travail en France



La simulation inversée du modèle nous permet de calculer les évolutions des pouvoirs de négociation des syndicats dans les secteurs exposé et abrité $j t_0$ et $j n_0$, que nous donnons dans le tableau 17. On constate une baisse du pouvoir de négociation des syndicats jusqu'aux années 1999-2000, suivie d'une légère remontée ensuite. Un résultat plus intéressant est que le pouvoir syndical qui était initialement plus faible dans le secteur exposé rejoint progressivement celui du secteur abrité.

Le second examen que nous devons faire, pour analyser l'évolution du terme de l'échange interne en France, porte sur les dynamiques des productivités globales des facteurs dans les secteurs exposé et abrité AT et AN (exprimées en variables réduites, c'est-à-dire après en avoir ôté une tendance de 2.88% par an). La simulation inversée du modèle nous permet de calculer ces productivités et de les représenter dans le tableau 17. La productivité augmente dans les deux secteurs jusqu'en 1999 puis redescend légèrement ensuite. La croissance de la productivité sur la période est sensiblement la même dans les deux secteurs, ce qui n'augure pas d'un effet Balassa-Samuelson sur la période. On se rappelle cependant que la productivité du travail en France augmente plus vite dans le secteur exposé que dans le secteur abrité. Aussi, il est intéressant de donner l'évolution des parts du coût du travail dans les valeurs ajoutées des secteurs exposé et abrité, at et an . Cette part est plus basse dans le secteur abrité que dans le secteur exposé, mais l'écart est beaucoup plus faible qu'en Allemagne. On constate aussi que cette part baisse parallèlement dans les deux secteurs, alors qu'elle augmentait en Allemagne, plus fortement dans le secteur exposé que dans le secteur abrité, et qu'elle baissait fortement dans le secteur exposé en Irlande.

Le troisième examen que nous devons effectuer concerne le paramètre représentant la part de la dépense des consommateurs français consacrée au bien exposé b . La simulation inversée du modèle nous permet de calculer l'évolution des valeurs prises par ce paramètre. Elle est donnée dans le tableau 17. Ce paramètre tend à baisser au cours du temps. Ce mouvement, qui augmente la demande de bien abrité toutes choses égales par ailleurs, contribue à la croissance du terme de l'échange interne.

Il nous reste à examiner l'évolution des variables exogènes françaises observables figurant dans le modèle : la population active N , la taxation des salaires tw , les consommations des administrations en bien exposé et en bien abrité GGT et GGN , les demande autonome de bien exposé et de bien abrité AGT et AGN , les transferts moins les autres taxes $-T$. On rappelle que toutes ces variables sont réduites. Nous obtenons le tableau 18 :

Tableau 18 : France. Variables exogènes observables

	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002
N^*	18.217	18.297	18.412	18.562	18.717	18.893	NA
tw	0.599	0.606	0.620	0.662	0.676	0.681	0.646
GGT^{**}	74.3	71.7	71.8	72.9	73.7	74.4	75.9
GGN^{**}	138.9	135.7	134.7	134.2	135.9	135.8	138.5
AGT^{**}	-83.9	-89.5	-83.8	-86.0	-73.7	-85.9	-93.8
AGN^{**}	89.8	91.8	92.9	98.0	103.6	101.9	99.3
$-T^{**}$	-231.7	-217.5	-216.8	-219.6	-217.0	-216.0	NA

*millions de personnes

** milliards d'euros

Les évolutions les plus intéressantes à signaler sont : une progression de la population active dont le rythme est plus fort que pour l'Allemagne mais plus faible que pour l'Irlande ; une hausse de la fiscalité assise sur le travail jusqu'en 2001²⁰, avec un abaissement en 2002 (cette fiscalité est plus basse en Allemagne et surtout en Irlande et elle diminue dans ces deux pays) ; une baisse des transferts des administrations nets de taxes ; une hausse de la demande autonome de bien abrité (jusqu'en 2000).

Décomposition des causes des écarts de prix de la France

Le paragraphe précédent nous a permis d'identifier les chocs importants pour comprendre les spécificités de l'évolution économique de la France. Maintenant, nous effectuons une série de simulations directes du modèle, en retirant progressivement ces chocs, c'est-à-dire en fixant les variables exogènes associées à leurs valeurs de l'état stationnaire de référence. Nous serons ainsi en mesure d'identifier l'effet de chaque choc sur le prix de la consommation, le prix du bien exposé et le terme de l'échange interne en France. Commençons par examiner ce dernier. La dernière ligne du tableau 19 donne l'évolution observée du terme de l'échange interne de 1996 à 2002. Celui-ci augmente sur la période. La seconde ligne donne la valeur de référence du terme de l'échange, quand tous les chocs sont retirés de l'économie. Nous donnons ensuite les contributions des chocs les plus importants, exprimés en points de pourcentage par rapport au terme de l'échange. Nous pouvons faire les commentaires suivants.

²⁰ Le taux de taxation du travail que nous avons défini s'applique au revenu du travail après taxes. Ainsi un taux de 59.9% équivaut à un taux appliqué au coût du travail de 37.5%. Le FMI (2003c) dans son rapport sur la France note : « High labor taxation and high marginal effective tax rate increase labor costs and create disincentive that may reduce output ».

Tableau 19 : France. Décomposition des variations du terme de l'échange interne en contributions de chocs élémentaires

Terme de l'échange	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002
Référence	0.905	0.905	0.905	0.905	0.905	0.905	0.905
Prix initiaux%	-2.52	-1.82	-1.34	-1.02	-0.80	-0.64	-0.52
Balance des paiements%	-0.39	-0.68	-0.92	-1.11	-1.23	-1.33	-1.41
Transferts nets des administrations%	-1.24	-2.08	-2.66	-3.09	-3.39	-3.63	-3.82
Consommation des administrations%	0.03	0.04	0.05	0.06	0.05	0.04	0.04
Stabilisation budgétaire%	0.44	0.75	0.95	1.09	1.19	1.26	1.31
Préférence pour le bien abrité%	-0.41	-0.26	-0.11	0.20	0.73	0.89	1.01
Productivité%	-0.87	-0.13	0.48	2.22	3.64	3.80	4.12
Demande autonome%	1.49	2.67	3.46	4.22	4.77	5.25	5.57
Marché du travail%	2.16	2.63	1.41	-0.52	-2.11	-2.91	-3.37
Reste du monde%	-0.66	-1.45	-1.84	-1.37	-0.44	-0.66	-1.61
Partenaires européens%	-0.91	0.77	2.69	5.59	6.52	6.62	NA
Total	0.860	0.881	0.892	0.925	0.948	0.943	NA
Observé	0.860	0.880	0.890	0.922	0.944	0.938	NA

Le terme de l'échange interne augmente fortement en France (comme dans la plupart des pays industrialisés), alors qu'il diminue en Allemagne. La première raison de cet écart est que le mark était surévalué par rapport à l'euro de 5.38% en 1996, alors que le franc était sous-évalué de 2.52%. En 2002 ces déséquilibres avaient presque disparu, grâce à une faible progression du prix du bien abrité en Allemagne et une progression plus forte en France. La seconde raison du contraste entre la France et l'Allemagne réside dans les gains de productivité dans les deux secteurs. La France présente un effet Balassa-Samuelson, comme la plupart des pays industrialisés, alors que l'Allemagne présente l'effet opposé : le différentiel de productivité entre les deux secteurs conduit à réduire le prix du bien abrité relativement au bien exposé.

Les autres résultats sont moins importants : la hausse du pouvoir relatif des syndicats dans le secteur exposé relativement au secteur abrité conduit à freiner la progression du terme de l'échange interne. L'effet demande, qui additionne la ligne balance des paiements et demande autonome, conduit au contraire à faire croître le terme de l'échange interne, alors qu'il n'a aucun effet pour l'Allemagne. La préférence croissante pour le bien abrité relativement au bien exposé conduit à élever le prix relatif du premier bien en France comme en Allemagne. La baisse des transferts nets des administrations contribue enfin à faire baisser le terme de l'échange interne.

Examinons maintenant le prix du bien exposé. Nous obtenons le tableau 20.

Tableau 20 : France. Décomposition des variations du prix du bien exposé en contributions de chocs élémentaires

Prix du bien exposé	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002
Référence	0.962	0.962	0.962	0.962	0.962	0.962	0.962
Prix initiaux%	0.30	0.09	-0.04	-0.11	-0.15	-0.18	-0.19
Balance des paiements%	0.07	0.11	0.15	0.17	0.19	0.21	0.23
Transferts nets des administrations%	-0.16	-0.37	-0.62	-0.91	-1.23	-1.59	-1.98
Consommation des administrations%	-0.01	-0.01	-0.01	-0.01	0.00	0.01	0.03
Stabilisation budgétaire%	0.07	0.15	0.25	0.36	0.49	0.62	0.78
Demande autonome%	-0.34	-0.67	-0.84	-1.02	-0.97	-1.10	-1.32
BCE%	2.37	2.79	2.60	2.88	3.31	3.83	4.31
Reste du monde%	0.63	1.48	2.03	1.77	0.97	1.19	2.19
Partenaires européens%	1.13	0.16	-1.00	-3.67	-4.67	-4.55	NA
Total	1.003	0.997	0.981	0.944	0.924	0.927	NA
Observé	1.003	0.997	0.981	0.943	0.922	0.926	NA

Le prix du bien exposé (exprimé en variable réduite, c'est-à-dire après en avoir ôté une tendance de 1.79% par an) baisse nettement et régulièrement sur la période étudiée. Les chocs sur les partenaires européens sont les principales causes de cette baisse. Elle est limitée par la politique relativement expansionniste de la BCE. On note enfin que, comme pour l'Allemagne, la soutenabilité de la dette publique devra conduire à un assainissement budgétaire qui freinera la progression du prix du bien exposé. Cet effet est cependant moins fort que pour l'Allemagne, notamment à cause de la différence de taille des pays, la France pesant moins sur le marché européen du bien exposé.

L'évolution du déflateur de la consommation des ménages, documentée plus haut, est alors facile à comprendre à partir l'équation (1').

$$(1') \ln(pc_j) = \ln\left(\frac{1+tc_j}{1+t\bar{c}_{Al,1995}}\right) + a_j + \ln(pt_j) - b_j \ln(q_j) + (1-b_j)\ln(pn_j / pt_j)$$

Le prix du bien exposé stagne et le terme de l'échange interne augmente sur la période pour les raisons que nous venons de donner. Ces mouvements tendent à faire augmenter lentement le déflateur de la consommation des ménages. La croissance de celui-ci est cependant légèrement accentuée par le fait que les ménages demandent des biens dont les prix augmentent plus vite que la moyenne des prix des biens fabriqués en France.

Bibliographie

Beffy Pierre-Olivier et Jean-Pierre Laffargue (2002) - "Macro-economic Interdependence between Nations in a World without Structural Asymmetries", *Brazilian Journal of Business Economics*, 2(3), 45-88.

Canzoneri Matthew, Robert Cumby et Behzad Diba (1999) - "Relative Labor Productivity and the Real Exchange Rate in the Long Run: Evidence for a Panel of OECD Countries", *Journal of International Economics*, 47, pp. 245-266.

Canzoneri Matthew, Robert Cumby, Behzad Diba et Gwen Eudey (2001) - "Productivity Trends in Europe: Implications for Real Exchange Rates, Real Interest Rates and Inflation", ronéotypé Georgetown University, mai.

Cechetti Stephen G., Nelson C. Mark et Robert J. Sonora (2002) - "Price Index Convergence among United States Cities", *International Economic Review*, 43, pp. 1081-1099.

Cechetti Stephen G. et Mark A. Wynne (2003) - "Inflation Measurement and the ECB's Pursuit of Price Stability: a First Assessment", *Economic Policy*, 37, pp.397-434.

Codogno Lorenzo, Carlo Favero et Alessandro Missale (2003) - "Yield Spreads on EMU Government Bonds", *Economic Policy*, 37, pp.505-532.

Crucini Mario J., Chris I. Telmer et Mario Zachariadis (2001) - « Understanding European Exchange Rates », Working Paper N°. 01-W20, Department of Economics, Vanderbilt University.

Economic focus (224) - "Growing apart", *The Economist*, 2 octobre, p. 78.

Engle Charles (1999) - "Accounting for U.S. Real Exchange Rate Changes", *Journal of Political Economy*, 107-3, pp. 507-538.

Engle Charles (2000) - "Long-Run PPP May Not Hold After All", *Journal of International Economics*, 57, pp. 243-273.

Freeman Andrew (2001) - "Work in Progress. A Survey of European Business and the Euro", *The Economist*, 1er décembre 2001.

Fitz Gerald John (2001) - "Managing an Economy Under EMU: The Case of Ireland", *The World Economy*, 24(10), pp. 1353-1371.

Guichard Stéphanie et Jean-Pierre Laffargue (2001) "Comparaison de la formation des salaires dans un panel de pays industrialisés", *Economie et Prévision*, n° 147, p. 37-50.

Heston Allan, Robert Summers, Bettina Atten et Daniel A. Nuxoll (1995) - « New Kinds of Comparisons of the Prices of Tradables and Nontradables », *CICUP*, 95-3.

Honohan Patrick et Brendan Walsh (2002) – “Catching up with the leaders: The Irish Hare”, *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, 1-77.

Honohan Patrick et Philip R. Lane (2003) – « Divergent Inflation Rates in EMU », *Economic Policy*, 37, pp. 359-394.

International Monetary Fund (2003a) – “Germany”, *Staff Report for the 2003 Article IV Consultation*, 3 octobre.

International Monetary Fund (2003b) – “Ireland”, *Staff Report for the 2003 Article IV Consultation*, 9 juillet.

International Monetary Fund (2003c) – “France”, *Staff Report for the 2003 Article IV Consultation*, 12 septembre.

Laffargue Jean-Pierre (2004) – “A sufficient condition for the existence and the uniqueness of a solution in macroeconomic models with perfect foresight”, *Journal of Economic Dynamics and Control*, à paraître.

McCallum Bennet T. (1986) - “Some Issues Concerning Interest rate Pegging, Price Level Determinacy, and the Real Bills Doctrine”, *Journal of Monetary Economics*, 17, 135-160.

O.C.D.E. (1993) – « Parité des pouvoirs d’achat et dépenses réelles. 1990 », Volume 2, Résultats GK, OCDE.

Papell David H. (2002) – « The Great Appreciation, the Great Depreciation, and the Purchasing Power Parity Hypothesis », *Journal of International Economics* 57, pp.51-82.

Papell David H. (2003) – “The Panel Purchasing Power Parity Puzzle”, ronéotypé, Department of Economics, University of Houston, avril.

Papell David H. et Hristos Theodoris (2001) – “The Choice of Numeraire Currency in Panel Tests of Purchasing Power Parity”, *Journal of Money, Credit, and Banking* 33(3), pp. 790-803.

Peet John (2004) – “The Luck of the Irish. A Survey of Ireland”, *The Economist*, 16 octobre 2004.

Rogers John H. (2001) – "Price Level Convergence, Relative Prices, and Inflation in Europe", International Finance Discussion Paper n° 699, Board of Governors of the Federal Reserve System.

Rogers John H. (2002) – "Monetary Union, Price Level Convergence, and Inflation: How Close Is Europe to the United States?", International Finance Discussion Paper n° 740, Board of Governors of the Federal Reserve System.

Schmitt-Grohé S., Uribe M., 2002. Closing Small Open Economy Models. NBER Working Papers 9270.

Annexe 1 : Données utilisées

1. Prix

L'indice des prix harmonisés de la consommation est publié par Eurostat. Nous avons utilisé l'indice d'ensemble, agrégé sur tous les produits. La périodicité mensuelle de l'indice n'est pas essentielle pour notre étude. En revanche l'indice n'est publié que depuis assez récemment pour certains pays (Allemagne, Grèce, Irlande, Luxembourg), ce qui est gênant pour notre recherche. Aussi, nous préférons utiliser dans ce rapport le déflateur des dépenses de consommation des ménages calculé à partir des Comptes de la nation annuels publiés par l'OCDE. Nous n'avons alors pratiquement plus de données manquantes. Nous avons comparé le logarithme népérien de ce déflateur à la moyenne annuelle du logarithme de l'indice harmonisé des prix à la consommation. La similarité des deux indices est le plus souvent très forte. Cechetti et Wynne (2003) donnent une intéressante évaluation critique de l'indice harmonisé, et confirment la similarité de son évolution avec celle du déflateur de la consommation des ménages. Cependant, ce dernier augmente un peu plus vite que le premier, la raison étant qu'il intègre les loyers fictifs des personnes habitant des logements dont elles sont propriétaires, et que ces loyers augmentent un peu plus vite que les autres composantes du coût de la vie. Les deux auteurs discutent aussi la pratique d'évaluer la *core inflation* en omettant certains postes de l'indice, comme les produits alimentaires et énergétiques. Ils sont réservés sur cette pratique, comme semble-t-il la BCE elle-même

2. Valeurs ajoutées et prix des biens exposés et abrités

Nous utilisons les données des Comptes de la nation de l'OCDE sur la période 1987-2002. Elles sont disponibles sur le site web de l'OCDE sous le titre : « GDP by output ». Le secteur exposé agrège le secteur de l'agriculture, chasse et sylviculture, pêche et le secteur industrie, y compris énergie. Le secteur abrité agrège le secteur de la construction, celui du commerce de gros et de détail, réparations, hôtels, restaurants, transports, et le secteur de l'intermédiation financière, immobilier, location et service aux entreprises. La somme des valeurs ajoutées des deux secteurs diffère de la valeur ajoutée brute totale par la valeur ajoutée des autres activités et services, que nous assimilons au secteur non marchand. La valeur ajoutée brute totale diffère du PIB au prix du marché par les services d'intermédiation financière, les impôts moins subventions sur les produits et les erreurs statistiques.

Les données sont exprimées en euros courants et en euros 1995. Cependant la conversion de la monnaie nationale en euros a été faite au taux de change qui prévalait au moment de l'entrée du pays concerné dans la zone euro²¹.

Ces données permettent de comparer les évolutions des volumes et des prix pour un même pays au cours du temps. Mais elles ne permettent pas une comparaison entre pays, et cela pour deux raisons. La première est que sur la période étudiée et avant l'instauration de l'euro, certaines monnaies ont connues des réalignements notables. Nous avons décidé d'utiliser le

²¹ Donc, les comptes de la nation sont en fait présentés en monnaies nationales, avec une simple redéfinition des numéraires pour que les taux de change nationaux par rapport à l'euro soient égaux à 1 au moment où le pays adopte cette monnaie.

mark comme étalon de mesure et de diviser les indices de prix de chaque pays par son taux de change en dollar, puis de le multiplier par le taux de change du mark par rapport au dollar²².

Ensuite, il n'y a aucune raison pour que les prix des valeurs ajoutées aient été les mêmes en Europe en 1995. L'OCDE (1993) a publié pour l'année 1990 les valeurs réelles des dépenses finales par produits, imputées au PIB aux prix internationaux en dollars et les valeurs nominales des mêmes dépenses aux prix nationaux en dollars (tableaux 1.1 et 1.12). Nous avons calculé les deux valeurs pour le bien exposé et pour le bien abrité. Une difficulté est que ces données concernent le PIB, c'est-à-dire des grandeurs au prix du marché et non pas aux coûts des facteurs comme les valeurs ajoutées précédentes. Elles incluent des biens importés et excluent des biens exportés. Elles incluent aussi les taxes assises sur la dépense comme la TVA et les accises. Le bien exposé concerne les consommations individuelles par les ménages en : nourriture, boisson et tabac (2), vêtements et chaussures (15), fuel et électricité (20), équipements et opérations des ménages (21), équipement de transport (30), la FBCF en machines et équipement (49). Le bien abrité concerne les consommations individuelles par les ménages en loyers et eau (19), soins de santé (26), transports et communication hors équipement (29 moins 30), éducation, récréation et culture (34), biens et services divers (39), la FBCF en construction (45). La somme des dépenses en biens exposé et abrité que nous avons retenues est égale au PIB moins les variations de stock (53), les achats nets à l'étranger (42), la balance commerciale (54), et la consommation publique des administrations (43). Elle mesure la dépense marchande dans le territoire des agents nationaux. En faisant le rapport de la valeur nominale de la demande de bien exposé dans un pays à la valeur réelle dans le même pays, on obtient un indice de prix comparable spatialement. Cet indice vaut 1 pour chaque bien pour l'ensemble agrégé des pays de l'OCDE.

Il est alors possible d'exprimer les prix du bien exposé et du bien abrité dans chaque pays de la zone euro dans un indice comparable à la fois dans le temps et l'espace. Considérons un pays et notons par p_t l'indice de prix de la valeur ajoutée en un bien, e_t le taux de change de la monnaie du pays par rapport au dollar et PC_{1990} le prix comparable du bien en 1990. Notons par e_{Gt} et PC_{G1990} le taux de change du mark par rapport au dollar et le prix comparable du bien pour l'Allemagne. L'indice de prix comparable que nous utilisons pour le bien, le pays et l'année considérés, est donné par :

$$P_t = p_t \frac{e_{Gt}}{e_t} \frac{PC_{1990}}{PC_{G1990}} \frac{P_{G1990}}{P_{1990}} \frac{e_{1990}}{e_{G1990}}$$

Ce nouvel indice comparable est égal au précédent pour l'Allemagne (et il vaut alors 1 en 1995). L'inflation calculée avec nos prix comparables, est égale à celle calculée avec les indices de prix de la comptabilité nationale exprimés en monnaie nationale, diminués de la dépréciation de la monnaie nationale par rapport au mark. En 1990, nous avons :

²² Utiliser le taux de change nous a semblé meilleur que d'utiliser un indice de PPA, par exemple celui du PIB. Certes la flexibilité assez forte du taux de change, et le fait que la dépréciation d'une monnaie peut s'écarter notablement du différentiel d'inflation, introduit une certaine instabilité dans nos séries. Mais l'autre choix nous a semblé conduire à des interprétations moins claires. Finalement, les années 90 en Europe ont été caractérisées par une convergence progressive des taux de change inter-européens, jusqu'à l'adoption de l'euro. Il semble douteux en revanche que les PPA inter-européennes aient convergé.

$$\frac{P_{1990}}{P_{G1990}} = \frac{PC_{1990}}{PC_{G1990}}$$

Ainsi, pour l'année 1990, les écarts de prix entre pays de la zone euro déterminés par notre indice comparable sont les mêmes que ceux déterminés par les données de l'OCDE.

La valeur ajoutée comparable en valeurs est la valeur ajoutée de la comptabilité nationale convertie en marks, c'est-à-dire divisée par le taux de change national et multiplié par le taux de change du mark (les deux par rapport au dollar). Si q_t est la valeur ajoutée en volume figurant dans la comptabilité nationale, la valeur ajoutée comparable en valeur est : $p_t q_t e_{Gt} / e_t$. Elle est égale à l'évaluation donnée par les comptes de la nation pour l'Allemagne. En divisant la valeur ajoutée comparable en valeur par le prix comparable, on obtient la valeur ajoutée comparable en volume :

$$Q_t = q_t \frac{PC_{G1990}}{PC_{1990}} \frac{p_{1990}}{p_{G1990}} \frac{e_{G1990}}{e_{1990}} = \frac{p_t q_t e_{Gt}}{P_t e_t}$$

Nous avons assimilé le prix comparable du bien exposé du reste du monde à celui des Etats-Unis. Nous avons calculé ce dernier, en utilisant les mêmes sources statistiques. Comme cet indice se rapporte à des prix en dollars (et comme le taux de change du dollar par rapport au dollar est 1), la formule utilisée est un peu différente de la précédente :

$$P_t = p_t \frac{PC_{1990}}{PC_{G1990}} \frac{p_{G1990}}{p_{1990}} \frac{1}{e_{G1990}}$$

Nous avons rencontré une difficulté dans le cas de l'Irlande : les Comptes de la nation de l'OCDE ne donnent pas les valeurs ajoutées en volume en biens abrité et exposé pour ce pays. Cependant nous pouvons calculer les dépenses de consommation finales en ces deux biens, en valeur et en volume, selon la procédure indiquée plus bas. Nous corrigeons les données en valeur des variations de l'imposition de la consommation, puis nous calculons sur les séries de consommation les prix des biens abrité et exposé conformément à la méthode que nous venons de présenter.

3. Consommation des ménages et des administrations et taxation de la consommation

Nous utilisons d'abord les données des Comptes de la nation de l'OCDE sur la période 1987-2002. Elles sont disponibles sous le titre : « GDP by expenditures ». Les données sont en euros courants et en euros 1995. Nous calculons les prix et les volumes comparables entre pays européens de la consommation des ménages exactement comme pour les valeurs ajoutées. Nous considérons que la totalité de la consommation des ménages est en biens marchands.

Nous utilisons aussi les données : « Government individual consumption expenditures » en euros courants, publiées dans les mêmes comptes. Nous considérons qu'elles portent uniquement sur des biens et services marchands (par opposition aux « collective expenditures » qui portent sur les biens non marchands). Nous obtenons ces dépenses en euros

constants en les déflétant par l'indice des prix à la consommation des ménages, conformément aux relations du modèle.

Nous voulons aussi calculer les consommations des ménages de chaque pays européens respectivement en bien exposé et en bien abrité. Pour cela nous utilisons le volume 2 des Comptes de la nation de l'OCDE. Le tableau 11 donne les dépenses de consommation finale des ménages par produits en euros courants. Ces dépenses sont le fait des *ménages résidents ou non résidents sur le territoire national*. Il y a une petite différence avec la consommation agrégée sur tous les biens précédemment calculée, qui concerne les dépenses de consommations des ménages *résidents sur le territoire national ou à l'étranger*.

Nous avons considéré que le bien exposé regroupait les postes : produits alimentaires et boissons non alcoolisées (1), boissons alcoolisées, tabac et stupéfiants (4), articles vestimentaires et articles chaussants (8), électricité, gaz et autres combustibles (16), ameublement, équipement ménager et entretien courant de la maison (17) et achat de véhicule (29). Le bien abrité regroupe les autres biens.

Nous avons ensuite calculé le taux de taxation de la consommation des ménages. Nous avons été confronté à la difficulté classique qui est que les taxes existantes n'ont pas des assiettes aussi purement identifiées qu'en macroéconomie théorique. Par exemple la TVA porte sur la consommation des ménages, mais aussi sur l'investissement en bâtiments des particuliers, et une partie est payée par les administrations et par les entreprises. La seconde difficulté est que les données fiscales des Comptes de la nation de l'OCDE sont assez agrégées. Nous avons d'abord pensé retenir, dans le compte des administrations publiques (tableau 12), les impôts sur la production et les importations à recevoir (ligne 16). Le problème est que ce poste a une valeur très importante, parce qu'il comprend notamment les taxes foncières et les taxes d'habitation. Nous avons préféré retenir les impôts moins subventions sur les produits, qui représente la plus grande partie de l'écart entre la valeur ajoutée aux prix de base et le PIB au prix du marché, et qui n'a pas l'inconvénient précédent (tableau 2, ligne 10). Supposer que ce montant fiscal est entièrement assis sur la consommation des ménages est cependant une grosse approximation, et nos taux de taxation de la consommation finale des ménages sont sans doute trop élevés.

Pour obtenir des consommations comparables internationalement avant 1999, nous avons divisé les séries précédentes par le taux de change du pays et les avons multipliées par le taux de change du mark. Un problème est que les séries calculées ont beaucoup de trous avant 1995, et que l'année 2002 ne figure que pour l'Italie.

Nous avons ensuite converti les prix du bien exposé et du bien abrité, précédemment calculés, et qui sont hors taxes, en prix TTC. Pour cela nous les avons multipliés par 1 plus le taux de taxation de la consommation, et divisés par 1 plus le taux de taxation de la consommation en 1995 en Allemagne. Nous avons enfin divisé les consommations finales des ménages en biens exposé et abrité comparables en euros courants par leurs prix TTC que nous venons de calculer, et nous avons obtenu ces consommations en volume.

4. Emploi et coût du travail dans les secteurs abrité et exposé

Nous utilisons les données des Comptes de la nation de l'OCDE sur la période 1987-2002. Elles sont disponibles sous le titre : « Employment in persons by industries » et « GDP by

income ». La nomenclature des secteurs est la même que pour les valeurs ajoutées. Cette caractéristique est un avantage par rapport à l'autre source que sont les « Labor force statistics », également publiées par l'OCDE. Un autre problème avec cette dernière source, est que certains pays (dont la France) ne publient que l'emploi salarié (à l'exclusion des entrepreneurs individuels).

« GDP by income » publie le coût du travail total nominal de chaque secteur. En divisant par l'emploi salarié du secteur, on obtient le coût du travail par salarié. On remarque qu'en procédant ainsi on suppose dans l'étalonnage et la construction du compte central du modèle, que les entrepreneurs individuels reçoivent un salaire implicite et (ce qui est plus discutable) paient les mêmes charges sociales (employeurs et employés) que les salariés. Le coût total du travail diffère du PIB aux prix du marché par l'excédent brut d'exploitation et revenu mixte brut, les impôts moins subventions sur la production et les importations et les divergences statistiques

Pour obtenir un coût du travail comparable internationalement avant 1999, on divise la série précédente par le taux de change du pays et on le multiplie par le taux de change du mark.

La population active disponible et le chômage sont publiés dans les comptes nationaux de l'OCDE sous le titre : « Population and employment in persons ».

Les tableaux 12 du volume 2 des Comptes de la nation de l'OCDE, qui donnent les comptes simplifiés des administrations publiques, comportent deux impôts assis sur les revenus et patrimoines : les impôts courants sur les revenus, les patrimoines, etc. à recevoir (23) et les cotisations sociales à recevoir (24). Il est assez difficile de calculer à partir du montant de ces impôts le taux d'imposition des salaires nets (réels ou fictifs) des travailleurs du secteur marchand, tw . Nous avons supposé que ces impôts sont assis sur la somme des deux postes : « compensation of employees », qui incluent les entrepreneurs individuels et les employés des administrations, et « gross operating surplus and gross mixed income », disponibles sur le site web de l'OCDE dans le fichier « GDP by income ». Ce choix est très grossier, mais pour faire significativement mieux il faudrait disposer de données fiscales et de revenus plus fines que celles des comptes de la nation de l'OCDE.

5. Autres données

On calcule les impôts divers nets de subventions T par la formule qui suit :

$T = -$ impôts moins subventions sur les produits - impôts sur les salaires réels et fictifs du secteur marchand + GG + intérêts à payer (poste 20 du tableau 12) - capacité (+) ou besoin (-) de financement des APU (poste 50 du tableau 12).

Les équations du modèle supposent qu'il n'y a pas d'échanges internationaux nets en biens abrités. Cela est évidemment faux et en faisant cette hypothèse nous avons en fait affecté la totalité des exportations nettes au secteur exposé. Supposons que les exportations nettes de bien abrité soient positives. Nous rétablissons l'équilibre dans les deux secteurs en augmentant la demande autonome de bien abrité et en réduisant celle de bien exposé, relativement à leurs vraies valeurs.

Les Comptes de la nation de l'OCDE contiennent une table appelée : « Exchange rates, PPPs and populations ». Les données de la PPA portent sur le PIB. Le rapport de la PPA au taux de

change permet de calculer des déflateurs du PIB qui sont, pour une année donnée, comparables entre pays. Pour la PPA, comme pour le taux de change, la moyenne de l'OCDE est utilisée comme référence : ces deux séries valent 1, chaque année, pour cette zone agrégée. Il en est donc de même du déflateur du PIB. Cette série ne permet donc pas d'étudier l'inflation, seulement la structure des prix relatifs entre pays. Nous avons comparé cette structure avec celles que nous avons obtenues pour les valeurs ajoutées en biens exposé et abrité et pour la consommation des ménages. Nos agrégats diffèrent du PIB. Cependant les résultats de nos calculs sont approximativement compatibles avec ceux de l'OCDE.

L'endettement extérieur est calculé à partir des IFS du FMI. On prend les données « International Investment Position » et on soustrait les « Liabilities » (79lad) des « Assets » (79aad). Ces données sont en dollars au 31 décembre de l'année considérée. Le modèle adopte donc la convention du FMI qui est de mesurer l'endettement en fin de période.

Pour les taux d'intérêt nous avons retenu les « Money Market rates » publiés dans les IFS du FMI (ligne 60b). Ce choix a plusieurs raisons : il s'agit d'un taux d'intérêt à court terme, disponible pour tous les pays de la zone euro, et publié en moyenne sur l'année considérée. Cependant, même ce taux d'intérêt pose des problèmes d'interprétation. Par exemple il n'a pas la même valeur dans tous les pays de la zone euro après 1999, avec des différences assez importantes dans le cas de l'Irlande. Ces écarts ne peuvent pas être expliqués par des raisons simples, comme le taux d'endettement extérieur du pays, et doivent provenir de causes internationales. On trouve ce problème, mais amplifié, pour les autres taux d'intérêt publiés par le FMI. Aussi nous n'utiliserons que la valeur de ce taux pour la zone euro agrégée et pour les Etats-Unis. Le premier des ces taux est disponible depuis 1994. Comme les taux d'intérêt du modèle concernent des relations impliquant d'autres agents que les banques et d'autres maturités que le court terme, nous avons, arbitrairement, ajouté une prime de risque de 2% par an à ces deux taux.

Les équations de salaire ont été estimées sur le panel des 11 pays de la zone euro (à l'exclusion du Luxembourg). L'estimation de telles équations pose des problèmes méthodologiques importants. Il est délicat d'exploiter trop la dimension temporelle, en effectuant par exemple l'estimation sur une période longue. En effet, la détermination des salaires obéit à des processus institutionnels, qui ne sont pas facilement mesurables et qui peuvent changer rapidement. Honohan et Walsh (2002) donnent d'excellents exemples de ce fait pour l'Irlande. Il est également délicat d'exploiter la dimension spatiale. Les déterminations des salaires dans les différents pays obéissent en effet à des spécificités institutionnelles qu'il est difficile de mesurer par un petit nombre d'indicateurs aisément disponibles. Guichard et Laffargue (2001) discutent ces deux difficultés. Dans ce rapport nous choisissons la simplicité. La période d'estimation est 1994-2002 (nous avons quelques données manquantes). Nous avons supposé que seules les constantes différaient entre pays. Nous avons ajouté une tendance temporelle pour prendre en compte les changements structurels non formalisés par le modèle. L'estimation a été faite par les moindres carrés pondérés : la brièveté de la période d'estimation ne permet pas de calculer de façon convaincante les corrélations entre les termes d'erreur. Les résultats obtenus sont :

	j_1	j_n	j_2
Secteur exposé	0.934626	0.231895	0.384118
Secteur abrité	0.940920	0.160255	0.387103

On remarque que les salaires nominaux sont presque totalement indexés sur les prix courants. Le coin salarial affecte peu le coût du travail, mais beaucoup le salaire net. Il est donc presque essentiellement à la charge des salariés. On remarque enfin la similarité des résultats dans les deux secteurs.

Les valeurs des paramètres m ont été fixées à des valeurs suffisamment basses pour que les taux d'intérêts dans les différents pays de la zone euro soient proches de leur valeur moyenne, pour l'état stationnaire de référence. Les valeurs des paramètres x et r ont été fixées aux valeurs usuelles que l'on trouve dans la littérature économique.

Nous avons besoin de la dette publique au début de la simulation (fin 1995). Nous avons multiplié le ratio dette publique sur PIB, donné par les IFS du FMI par le PIB donné dans les Comptes de la nation de l'OCDE.

Annexe 2. Le modèle

Le modèle inclut 11 pays de la zone euro (le Luxembourg n'est pas inclus), qui seront indicés par i ou par j , avec $i, j = 1, \dots, 11$ et le reste du monde identifié par une *. Ce dernier est principalement exogène et sa monnaie est le dollar. Dans chacun des pays nous séparons le secteur et le bien exposés du secteur et du bien abrités. Le modèle est dynamique en temps discret, la période de base représentant une année. Les variables de la période courante ne sont pas indexées. Celles avancées (retardées) d'une période sont indexées par +1 (-1).

1. Le secteur exposé

Nous supposons la validité de la loi du prix unique dans ce secteur, à un amendement près : chaque pays produit un bien exposé de qualité exogène q_j . Cependant tous ces biens sont parfaitement substituables. Nous avons ainsi l'équation :

$$(1) \quad p_{t_i} / q_i = p_{t_j} / q_j, \quad \forall i, j = 1, \dots, 11$$

Les prix apparaissant dans cette équation sont les prix à la valeur ajoutée du pays considéré²³. Les avantages de cette relation sont sa simplicité et sa souplesse. Supposer que chaque pays produit un bien spécifique imparfaitement substituable aux biens fabriqués par les partenaires étrangers est une spécification plus usuelle des modèles multinationaux, mais qui nous semble moins adaptée à notre objectif. Pour atteindre celui-ci nous préférons accentuer la séparation entre biens parfaitement échangeables internationalement et bien utilisables uniquement sur leurs territoires de production. Une conséquence de notre choix est que la compétitivité relative des pays européens dans la fabrication du bien exposé ne peut pas changer (encore qu'une politique des entreprises ou de l'Etat encourageant l'amélioration de la qualité de ce bien, ce qui conduit à une augmentation de son prix, a un effet certain).

Nous avons également choisi de ne pas introduire d'hypothèse de concurrence imparfaite sur le marché du bien exposé. Nous avons exploré cependant une spécification qui nous semblait séduisante. Selon celle-ci, sur le marché français du bien exposé, les entreprises nationales sont en concurrence à la Cournot entre elles et avec une partie des entreprises des autres pays européens. L'imperfection de la concurrence permet l'apparition d'une rente dont l'ampleur dépend de l'importance de la fraction des entreprises étrangères intervenant sur le marché national. Alors, une augmentation de la concurrence augmente cette fraction et réduit cette rente, et la loi du prix unique ne devient valide que quand toutes les entreprises européennes interviennent sur tous les marchés. Evidemment, sauf dans cette situation limite, les marges d'une entreprise et ses prix de vente diffèrent avec le marché où elle vend. Si les prix du bien exposé diffèrent entre pays (même dans le cas d'une qualité unique de ce bien), il n'existe qu'un seul prix de ce bien à l'intérieur d'un pays (après correction des différences de qualité).

L'idée de concurrence imparfaite a été avancée pour expliquer que le Marché Unique, puis l'introduction de l'euro, ont augmenté la concurrence sur le marché du bien exposé, ce qui a conduit à des restructurations coûteuses en emploi, sinon en production. Le problème avec

²³ Introduire les concepts de production et de consommation intermédiaire à côté de celui de valeur ajoutée, nous a semblé compliquer inutilement le modèle.

cette thèse est qu'une plus forte concurrence dans le secteur devrait au contraire empêcher les entreprises de réduire leur offre pour faire monter les prix, et donc accroître la production et l'emploi. Si on veut obtenir la conclusion opposée on doit ajouter des hypothèses supplémentaires, comme supposer qu'une part du profit (rente d'oligopole) sert à financer des salaires supérieurs à ceux du marché et un suremploi non productif (par suite du pouvoir d'*insider* des salariés, résultant de la protection de leurs emplois). Ainsi, la concurrence plus forte dans le secteur exposé, en réduisant les profits de celui-ci réduirait l'emploi et les salaires. Aussi la productivité du travail dans ce secteur augmenterait. En revanche, on peut penser que les politiques de protection des emplois, ne pouvant plus s'exercer aussi efficacement dans le secteur exposé, seraient renforcées dans le secteur abrité, avec pour conséquences une augmentation de la prime salariale des *insiders* de ce secteur et une élévation de l'emploi peu productif.

Cependant, l'intéressant mécanisme attribuant aux *insiders* la capacité d'accaparer une partie de la rente peut être obtenu sans hypothèse de concurrence imparfaite. Pour voir cela nous devons préciser la spécification de la production dans le modèle. La production QT_j de bien exposé par les entreprises du pays j est donnée par l'équation :

$$(2) \quad QT_j = AT_j LT_j^{at_j}, \quad 0 < at_j < 1$$

LT_j représente l'emploi du secteur exposé dans le pays j , et AT_j est la productivité globale de ce secteur. Les entreprises du secteur exposé du pays j déterminent leur emploi de façon à maximiser leurs profits, pour un prix de vente de leur produit et un coût du travail wt_j exogènes. Nous obtenons la relation :

$$(3) \quad at_j QT_j / LT_j = wt_j / pt_j$$

On remarque que cette spécification, qui suppose la libre concurrence sur le marché du bien exposé, conduit les entreprises à percevoir une rente, dont l'origine est la productivité marginale décroissante du travail. Nous allons maintenant supposer que si les entreprises peuvent déterminer leur emploi d'une année librement, le taux du salaire qu'elles vont verser a été négocié préalablement avec leurs syndicats qui représentent une partie du personnel en place, les *insiders*. Les modèles de négociation salariale sont très nombreux et nous ne les rappellerons pas. Nous nous bornerons à résumer le résultat de la négociation par l'équation de salaire :

$$(4) \quad \ln(wt_j) = \ln\left(\frac{QT_j + QN_j}{LT_j + LN_j}\right) + j_{0j} + j_{1j} [(1 - j_{nj}) \ln(pt_j) + j_{nj} \ln(pc_j)] \\ + (1 - j_{1j}) [(1 - j_{nj}) \ln(pt_{j,-1}) + j_{nj} \ln(pc_{j,-1})] + j_{2j} \ln\left(\frac{LT_j + LN_j}{N_j}\right)$$

Dans cette spécification le salaire négocié pour une année est indexé sur une moyenne des prix de l'année courante et de l'année antérieure. Cette spécification introduit une rigidité nominale, qui peut être justifiée par le fait que les périodes pour lesquelles s'appliquent les accords salariaux ne coïncident pas avec l'année civile (on pourrait aussi introduire un terme retardé de salaire et deux termes avancés de prix et de salaire). Le prix de référence est une

moyenne du prix du bien exposé produit (qui intéresse les entreprises) et du prix de la consommation pc_j (qui intéresse les salariés). Le point de repli des travailleurs, si la négociation échoue, est indexé sur la productivité totale du travail dans l'économie : $(QT_j + QN_j)/(LT_j + LN_j)$. Cette hypothèse est justifiée par le fait que si ces travailleurs doivent rechercher un nouvel emploi, leur salaire espéré sera lié à cette productivité. Leur probabilité d'obtenir un nouvel emploi sera, pour sa part, fonction du taux d'emploi dans l'économie : $(LT_j + LN_j)/N_j$. Le point de repli et la probabilité d'obtenir un nouvel emploi conditionnent le pouvoir de négociation des *insiders*. Celui-ci dépend également du paramètre exogène j_{0j} . Le coin fiscal n'a pas été encore introduit comme variable explicative dans l'équation au stade de la recherche. Nous introduirons cette variable dans le paragraphe 6.

La spécification retenue pour le marché du travail repose implicitement sur un équilibre de Stackelberg. Dans une première étape, les partenaires sociaux négocient le salaire. Dans une seconde étape, l'entreprise détermine seule l'emploi (hypothèse de droit à gérer). Selon ce mécanisme, le taux de salaire est supérieur à ce qu'il serait sur un marché du travail concurrentiel. De plus il diffère entre les secteurs. Cependant, le pouvoir des *insiders* ne conduit pas à un sur-effectif. Ce dernier concept pourrait être défini par l'écart entre l'emploi observé, et celui associé à la maximisation du profit de l'entreprise pour les prix et taux de salaire observés, c'est-à-dire à la condition marginale (3). Evidemment un sur-effectif apparaîtrait probablement si les partenaires sociaux négociaient non seulement les salaires, mais aussi l'emploi. Il serait très simple de modifier le modèle dans cette direction.

2. Le secteur abrité

La spécification du secteur abrité est similaire à celle du secteur exposé. Simplement, le bien abrité fabriqué par chaque nation est spécifique et ne s'échange pas. Il n'y a donc pas lieu de comparer leurs qualités. Pour le pays européen indicé j , nous avons donc les équations :

$$(5) \quad QN_j = AN_j LN_j^{an_j}, \quad 0 < an_j < 1$$

$$(6) \quad an_j QN_j / LN_j = wn_j / pn_j$$

$$(7) \quad \ln(wn_j) = \ln\left(\frac{QT_j + QN_j}{LT_j + LN_j}\right) + j'_{0j} + j'_{1j} \left[(1 - j'_{nj}) \ln(pn_j) + j'_{nj} \ln(pc_j) \right] \\ + (1 - j'_{1j}) \left[(1 - j'_{nj}) \ln(pn_{j,-1}) + j'_{nj} \ln(pc_{j,-1}) \right] + j'_{2j} \ln\left(\frac{LT_j + LN_j}{N_j}\right)$$

Les trois équations représentent respectivement la production du secteur abrité, la condition de maximisation du profit qui détermine la demande de travail et l'équation de salaire. QN_j et LN_j représentent respectivement la production et l'emploi. wn_j et pn_j désignent le coût du travail dans le secteur et le prix de vente de sa production.

3. La demande

Dans l'année courante, les ménages du pays j ont une consommation C_j , qui agrège les montants CT_j et CN_j de biens exposé et abrité. La satisfaction retirée de la consommation en bien exposé dans un pays dépend de la qualité de ce bien dans ce pays²⁴. En appelant U_j la satisfaction que les ménages retirent de leur consommation courante, nous avons :

$$U_j = (q_j CT_j)^{b_j} CN_j^{1-b_j}$$

Les ménages du pays j déterminent la composition de leur consommation en maximisant l'utilité U_j sous contrainte d'un coût constant de celle-ci. Ils doivent donc résoudre le programme :

$$\text{Max } \ln(U_j) \equiv b_j \ln(q_j CT_j) + (1-b_j) \ln(CN_j)$$

$$p_{t_j} CT_j + p_{n_j} CN_j = p_{c_j} C_j$$

Nous obtenons alors la consommation de chacun des deux biens en fonction de leur coût total :

$$(8) \quad p_{t_j} CT_j = b_j p_{c_j} C_j$$

$$(9) \quad p_{n_j} CN_j = (1-b_j) p_{c_j} C_j$$

L'utilité courantes des ménages est alors égale à :

$$\ln(U_j) = \ln(C_j) + b_j \ln(b_j) + (1-b_j) \ln(1-b_j) + \ln(p_{c_j}) - b_j \ln(p_{t_j}/q_j) - (1-b_j) \ln(p_{n_j})$$

Il apparaît alors raisonnable de définir le prix de la consommation totale par l'équation :

$$(10) \quad \ln(p_{c_j}) = a_j + b_j \ln(p_{t_j}/q_j) + (1-b_j) \ln(p_{n_j})$$

Cette équation suppose que le logarithme du prix de la consommation est une moyenne des logarithmes des prix des valeurs ajoutées des biens exposé et abrité, plus une constante²⁵. L'utilité courante du ménage peut être réécrite :

$$\ln(U_j) = \ln(C_j) + b_j \ln(b_j) + (1-b_j) \ln(1-b_j) + a_j$$

L'utilité intertemporelle peut être représentée par la fonction :

²⁴ Si la qualité du bien exposé augmente au cours du temps, la consommation future est valorisée par rapport à la consommation présente. Nous sommes cependant incapable de prendre en compte ce mécanisme pour le bien abrité, puisque sa spécificité ne permet pas de déduire des informations sur les différentiels des croisances de qualité à partir des écarts d'inflation entre pays. Nous sommes donc conduit à supposer que les données comptables en volume portant sur le bien abrité pour un pays incluent l'intégralité des améliorations de la qualité de ce bien au cours du temps.

²⁵ Nous avons admis que la qualité de 1 euro comparable constant de bien exposé peut changer au cours du temps, alors que pour le bien abrité cette qualité reste constante. Nous supposons maintenant en plus que 1 euro comparable du bien composite consommé par les ménages ou constituant la demande autonome a une qualité constante au cours du temps.

$$\sum_{t=0}^{\infty} (U_{jt})^{1-r} (1+b)^{-t} / (1-r).$$

Si on suppose que a_j et b_j ne changent pas au cours du temps, cette utilité intertemporelle est proportionnelle à :

$$\sum_{t=0}^{\infty} (C_{jt})^{1-r} (1+b_j)^{-t} / (1-r)$$

Le paramètre constant $r > 0$ est l'inverse du taux de substitution intertemporelle, et le paramètre constant $b_j > 0$ est le taux d'escompte des ménages²⁶. Avec un prix de la consommation totale égal à pc_{jt} et un taux d'intérêt égal à i_{jt} , tous deux pour la période t , l'optimisation intertemporelle des ménages conduit à l'équation d'Euler²⁷ :

$$(11) \left(\frac{C_{j,t+1}}{C_j} \right)^r = \left(\frac{1+i_j}{1+b_j} \right) \frac{pc_j}{pc_{j,t+1}}$$

Les demandes totales en biens exposé et abrité du pays j , DT_j et DN_j , sont composées des consommations des ménages, que nous venons d'examiner, des consommations des administrations en chacun des deux biens GGT_j et GGN_j et des autres demandes autonomes des deux biens AGT_j et AGN_j . Nous avons les deux relations comptables :

$$(12) DT_j = GGT_j + CT_j + AGT_j$$

$$(13) DN_j = GGN_j + CN_j + AGN_j$$

Nous supposons que la répartition de la consommation totale des administrations en biens marchands totale GG_j , qui sera commentée plus tard et considérée comme exogène, entre celle de bien exposé et celle de bien abrité, s'effectue comme celle de la consommation totale des ménages. Nous avons alors les équations :

$$(14) pt_j GGT_j = b_j pc_j GG_j$$

$$(15) pn_j GGN_j = (1-b_j) pc_j GG_j$$

Il n'y aurait bien sûr aucune difficulté à supposer que les poids b_j et $1-b_j$ diffèrent entre la consommation des ménages et celle des administrations. Il faudrait alors définir un indice de prix pour cette demande, par une formule similaire à l'équation (10).

²⁶ Supposer que ce taux d'escompte puisse différer entre pays européens permettra un étalonnage plus réaliste.

²⁷ Pour ne pas alourdir inutilement les notations nous avons supposé que la population restait constante au cours du temps, ce qui permet de confondre la consommation individuelle et la consommation nationale, qui restent dans un rapport fixe au cours du temps. Si la population augmentait au taux constant n , il suffirait dans l'équation (11) de diviser la consommation de la date $t+1$ par $1+n$.

4. Les équilibres des marchés des biens et de la dette externe

Comme le bien abrité produit par un pays n'est utilisé par définition que dans ce pays, nous devrions avoir l'équilibre suivant entre sa production et la demande de bien par le pays j :

$$QN_j = DN_j$$

Nous avons préféré améliorer cette équation en supposant une rigidité nominale du prix du bien abrité pn_j .

$$(16) \ln(DN_j / QN_j) = \frac{1}{I} \ln \left[\frac{pn_j}{pn_{j,-1}(1 + \bar{p})} \right]$$

\bar{p} représente un taux d'inflation de long terme (stationnaire), qui sera défini plus tard, et I est un paramètre mesurant le degré de rigidité du prix du bien abrité. Ainsi, QN_j représente la production potentielle de bien abrité dans le pays j, alors que DN_j en est la demande à laquelle s'ajuste instantanément la production effective. La variation de prix est connectée à l'excédent de la demande sur l'offre potentielle.

Nous avons aussi supposé une rigidité nominale du prix du bien exposé. Appelons QET_j la production effective de ce bien dans le pays j et QT_j sa production potentielle. Nous avons la relation :

$$(16') \ln(QET_j / QT_j) = \frac{1}{I} \ln \left[\frac{pt_j}{pt_{j,-1}(1 + \bar{p})} \right]$$

L'excédent commercial du pays j, mesuré en euros, est : $pt_j(QET_j - DT_j)$. La dette extérieure nette du pays j est supposée être entièrement en dollars et est notée $F_{j,-1}$. Si e représente le taux de change entre l'euro et le dollar, la dette externe vaut en euros : $eF_{j,-1}$. Son taux d'intérêt est noté i^* . Ainsi, l'excédent de la balance des paiements courants du pays j est : $pt_j(QT_j - DT_j) - i^* eF_{j,-1}$. Cet excédent permet une réduction de la dette extérieure, et nous avons l'identité comptable :

$$(17) pt_j(QET_j - DT_j) - i^* eF_{j,-1} = -e(F_j - F_{j,-1}) + (1 + g)^t (1 + \bar{p})^t ec_j$$

ec_j est une variable d'écart qui prend en compte le fait que cette équation omet les transferts du pays j au reste du monde, que la dette extérieure nette est mal mesurée et que sa rémunération est plus complexe que l'application du seul taux d'intérêt i^* . Notons par F^* la dette du reste du monde. Nous avons l'identité comptable sur le marché de la dette :

$$(18) \sum_{j=1}^{11} F_j + F^* = 0$$

La demande nette de bien exposé par le reste du monde, qui est égal à son déficit commercial, est notée D^* . La qualité de ce bien est q^* et son prix pt^* . Nous supposons cette qualité et ce prix exogènes à notre modèle²⁸. Nous aurions pu supposer que la loi du prix unique continuait à jouer et retenir l'équation :

$$pt_j / q_j = ept^* / q^*$$

Il y a cependant une différence entre les deux équations de la loi du prix unique, celle valide entre pays de la zone euro et celle concernant un pays de cette zone et les Etats-Unis. La première relation porte sur des pays qui ont une monnaie commune, qui sont proches et appartiennent à une même union économique. La seconde implique deux pays dont le taux de change fluctue librement. Si nous traçons sur un graphique le rapport du prix du bien exposé de l'Allemagne et des Etats-Unis, ce dernier converti en euros, nous constatons que ce rapport reflète principalement le cycle long du dollar sur la période²⁹. La loi du prix unique

²⁸ Dans l'étalonnage nous fixerons cette qualité à 1. Cela signifie que le partage entre prix et volumes qu'effectuent les comptes nationaux américains, intègre parfaitement les améliorations de qualité aux augmentations des volumes. Cette hypothèse est assez raisonnable, puisque les comptes nationaux américains utilisent davantage les méthodes de prix hédonistes que leurs collègues européens.

²⁹ Engle (1999, 2000) effectue la même décomposition du taux de change réel que l'équation (2) du texte principal, en lui ajoutant le rapport des taux de changes nominaux, puisqu'il considère des pays ayant des monnaies différentes. Il démontre sur la période 1962-1995 que la quasi-totalité de la variabilité du taux de change réel de 5 pays industrialisés avec les Etats-Unis, provient de la variabilité du prix relatif des biens exposés entre ces deux pays. Les termes de l'échange interne ont un faible pouvoir explicatif dans les mouvements des taux de change réels des pays industrialisés avec les Etats-Unis, dans le court, moyen et long terme. Il démontre aussi que ce résultat est compatible avec la présence d'une racine unitaire dans les taux de change réel, c'est-à-dire avec le rejet de la PPA, alors même que les prix relatifs des biens exposés (exprimés dans une unité monétaire commune) suivent des processus stationnaires. La raison est que les termes de l'échange interne suivent des processus intégrés d'ordre 1, mais dont les innovations ont de faibles variances. Evidemment, dans le très, très, long terme les mouvements du taux de change réel seront dominés par ceux des termes de l'échange interne. Engle estime aussi que les tests concluant à la stationnarité des taux de change réels, obtenus sur séries très longues (un siècle), sont trompeurs, et il fonde son opinion sur des simulations de Monte Carlo. Ainsi, il conclut que les taux de change réels et les termes de l'échange interne sont intégrés d'ordre 1, alors que les prix relatifs des biens exposés sont stationnaires.

Papell (2002, 2003) a une opinion différente. Il applique des tests de racine unitaire sur un panel de pays aux indices des prix de la consommation et aux prix de gros de 20 pays, divisés par les mêmes indices pour les Etats-Unis, sur la période 1973-1998. Cette période a été caractérisée par des cycles longs du dollar. En effectuant le test récursivement, sur des périodes commençant toutes en 1973, mais donc la date d'achèvement est allongée progressivement, trimestre par trimestre, à partir de 1988, l'hypothèse de racine unitaire n'est initialement pas rejetée, puis l'est de plus en plus nettement. L'interprétation est que la période complète (1973-1998) inclut une succession achevée de cycles du dollar, alors que la période tronquée, comprend un cycle inachevé du taux de change de cette monnaie. Ainsi, des tests de PPA doivent être effectués sur des périodes très longues, puisque le dollar a des périodes de fluctuation assez longues. Papell note aussi qu'en opérant sur une période de durée fixe, mais en admettant des ruptures de tendances dans le taux de change réel aux dates marquant le début ou la fin de cycles du dollar, la PPA n'est pas rejetée pour tous les pays dont les monnaies ont suivi ce cycle (la plupart des pays européens). Dans ce test Papell impose bien sûr que les cycles observés pour les taux de change réel fluctuent autour de valeurs constantes. La conclusion de Papell est donc favorable à la validité de la parité des pouvoirs d'achat, mais avec une grande persistance des taux de change réels. Un point intéressant des graphiques de Papell est la forte similarité des variations du taux de change réel et nominal. Ce résultat est cohérent avec celui d'Engle que les variations des taux de change réels résultent principalement de celles des prix relatifs des biens exposés entre pays, exprimés en dollars. Cependant, Papell note que les fluctuations longues des taux de change nominaux n'ont pas à être prises en compte pour retenir la PPA entre pays européens quand le mark est pris comme numéraire. Ainsi, la loi du prix unique pour le bien exposé ne serait valide que pour le très long terme entre l'Europe et les Etats-Unis, mais valide à un horizon court entre pays européens (qu'ils soient ou non membres de la zone euro, voir aussi Papell et Theodoris (2001)).

semble donc invalide pour le bien exposé entre les Etats-Unis et la zone euro. Nous avons donc opté pour une formalisation différente

$$(19) (ept^* / q^*) / (pt_j / q_j) - 1 = y(D^* - \bar{D}^*) / (1 + g)^t - DM$$

Cette relation suppose que la demande par le reste du monde du bien exposé européen est une fonction croissante du rapport du prix du bien exposé produit par le reste du monde au prix du bien exposé européen. Ainsi, nous supposons que le bien exposé fabriqué dans le reste du monde n'est pas parfaitement substituable aux biens exposés fabriqués dans les pays de la zone euro, ce qui introduit un mécanisme de compétitivité entre ces deux zones. Une conséquence de cette relation est qu'une dépréciation de l'euro augmente pour de simples raisons arithmétiques les prix du bien exposé et de la consommation des ménages européens³⁰. DM représente une variable d'écart qui peut s'interpréter comme une variation exogène de la demande étrangère.

L'équilibre du marché du bien exposé s'écrit alors :

$$(20) \sum_{i=1}^{11} q_j (QET_j - DT_j) = q^* D^*$$

Si nous additionnons les identités de balance des paiements (17) pour les 11 pays de la zone euro et si nous utilisons les équations d'équilibre (18), (19) et (20) nous obtenons :

$$-pt^* D^* + i^* F_{-1}^* = F^* - F_{-1}^*$$

Des travaux antérieurs de Canzoneri et alii (1999) anticipaient ces résultats. On peut alors se demander pourquoi l'arbitrage sur des marchés de biens transportables entre pays ne s'exerce que dans le très long terme quand ces marchés utilisent des monnaies différentes. Une raison possible est que l'arbitrage entre les marchés des biens exposés des Etats-Unis d'une part et des pays européens d'autre part s'effectue mal. Le prix de ces biens dans ces deux pays ou zone évoluent donc selon des dynamiques nationales, et leur rapport exprimé dans une unité monétaire commune varie principalement comme le taux de change nominal, sauf peut-être dans le très long terme. L'absence d'arbitrage trouve son origine lointaine dans la distance géographique, mais les causes immédiates sont nombreuses et relèvent de l'absence d'arbitres ou des difficultés rencontrées par les arbitres pour opérer efficacement. Il y a en tous les cas de bonnes raisons de retenir la PPA pour le très long terme. Or, si la validité de la loi du prix unique pour les biens exposés est un résultat raisonnable (au moins pour le très long terme et si on s'abstrait du fait que tout bien exposé a une composante abritée, par exemple son service de commercialisation), le résultat que les rapports des termes de l'échange interne entre les différents pays suivent des processus stationnaires, est peu convaincant, surtout quand ces pays sont à des stades différents de développement. Engle (1999) remarque cependant que si les processus suivis par ces rapports ne sont pas stationnaires mais ont des innovations ayant de faibles variances, la non stationnarité qu'ils impliqueront dans les taux de change réel ne se verra pas sur les périodes de 20 à 25 ans sur lesquelles s'effectuent les tests.

³⁰ Cette inflation importée devrait être plus forte dans les pays se fournissant relativement beaucoup sur le marché américain, que chez les pays se fournissant principalement auprès de leurs partenaires de la zone euro Honohan et Lane (2003) fondent leur explication des différentiels d'inflation dans la zone euro sur cette idée. Ils établissent que l'inflation dans un pays membre est connectée au taux de change de l'euro, et plus précisément au taux de change effectif du pays. Une dépréciation du taux de change effectif de 3.5% entraînerait une hausse de prix de 1%. Ce résultat explique une partie importante de l'écart d'inflation sur la période 1998-2000 entre l'Irlande (dont le taux de change effectif se déprécia de 11%) et la France (dont le taux de change effectif se déprécia de 4%). Les pays important le plus des nations non Européennes ont une plus forte sensibilité de leur taux d'inflation au cours de l'euro. Ainsi, quand l'euro se déprécie, leurs taux d'inflation augmentent fortement, et la dispersion des taux d'inflation progresse en Europe. Il sera intéressant d'examiner si l'appréciation actuelle de l'euro va affaiblir les taux d'inflation des pays de la zone les plus ouverts sur le reste du monde, et si la dispersion des inflations européennes va s'atténuer. Cependant, le modèle, devrait avoir une spécification plus sophistiquée du marché des biens exposés pour pouvoir inclure ce mécanisme.

Cette équation est l'équilibre de la balance des paiements du reste du monde, exprimée en dollars. Le membre de gauche représente la somme du déficit commercial et de la charge d'intérêt sur la dette extérieure nette. Le membre de droite est l'accroissement de l'endettement en dollar du reste du monde. Nous constatons que l'équilibre de la balance des paiements du reste du monde est impliqué par les autres équations du modèle et n'a donc pas à figurer dans le modèle, ce qui est une conséquence de l'identité de Walras. Nous supposons que la zone euro échange des biens et des capitaux avec le reste du monde. Ainsi le déficit commercial D^* et la dette externe F^* de celui-ci sont des variables endogènes du modèle.

5. Les taux d'intérêt

Le portefeuille des épargnants du pays j contient une dette en dollars égale à $F_{j,-1}$, qui leur rapportera un taux d'intérêt i^* . Par ailleurs, ces épargnants détiennent des titres en euros, dont le taux d'intérêt est i_j . L'équilibre de leur portefeuille s'écrit :

$$(21) \left(1 + i_j - m_j \frac{\bar{e}F_{j,-1}}{\bar{p}t_j \bar{Q}T_j} \right) e / e_{+1} = 1 + i^* + pr$$

L'épargnant du pays j qui place en début de période 1 dollar en titres nationaux, acquiert un montant de e euros de ces titres, qui lui rapporteront une somme de $(1 + i_j)e$ euros au début de la période suivante, soit $(1 + i_j)e / e_{+1}$ dollars. Il peut aussi placer son dollar en titres en dollars, et recevoir ainsi $1 + i^*$ dollars au début de la période suivante. Cependant, cet épargnant souhaite aussi diversifier son portefeuille entre titres en euros et titres en dollars. Ainsi, à l'équilibre, la rémunération du premier placement doit dépasser celle du second d'un montant proportionnel à l'importance de son endettement en dollars. Celle-ci est mesurée par le rapport de la dette en dollars du pays j à la valeur de sa production en dollars de bien exposé sur la trajectoire de croissance équilibrée de référence. pr s'interprète comme une prime de risque fixe ; par exemple, on peut penser que les épargnants du pays j ne sont pas tant sensible à l'endettement national en dollars qu'à l'écart entre cet endettement et une norme désirée qui est prise en compte par cette prime de risque.

Nous supposons que les résidents du pays j empruntent et prêtent en euro sur le marché national au taux d'intérêt i_j et en dollars au taux d'intérêt i^* . D'autre part les pays de la zone euro ont une monnaie unique et la Banque Centrale Européenne fixe le taux d'intérêt européen. Pour comprendre le lien entre les taux d'intérêt nationaux et européen en euro, supposons que la France ait une position créditrice nette sur les autres pays. Supposons aussi que la position nette des Français sur les autres nations ne puisse être détenue qu'en dollars. Leur position nette en euros est alors nulle. Cette contrainte sur la structure du portefeuille des épargnants français et leur goût pour le diversification implique un rapport entre le taux d'intérêt en France sur les actifs en euro et le taux d'intérêt sur les actifs en dollars, formalisé par l'équation (21). L'hétérogénéité des taux d'intérêt en Europe repose donc sur l'hypothèse d'une segmentation du marché financier de l'euro, entre nations. Celle-ci est formalisée dans le modèle par l'obligation de chaque pays d'avoir une position nette en euros nulle. Mais on pourrait imaginer des hypothèses moins rigides.

Pour comprendre la nature de la segmentation, prenons un autre exemple. Supposons que le monde soit réduit à la France, à l'Allemagne et au reste du monde, et négligeons la variabilité du taux de change de l'euro par rapport au dollar. Supposons que les ménages allemands soient plus patients que les ménages français. Alors, le taux d'intérêt en Allemagne s'établit dans le long terme à un niveau inférieur au taux d'intérêt en France. Les Allemands prêteront des dollars aux Français à un taux d'intérêt exogène, que nous supposons être intermédiaire entre le taux d'intérêt en Allemagne et celui en France. L'équilibre du portefeuille des Allemands est caractérisé par un montant élevé de dollars détenus, compensé par une prime qui est l'écart entre le taux des avoirs en dollars et celui des avoirs en euros. L'équilibre du portefeuille des Français est caractérisé par une dette en dollar dont l'extension est découragée par la prime que représente l'écart du taux d'intérêt qu'ils perçoivent sur leurs avoirs en euros relativement à ce que leur coûte l'emprunt en dollars. La prime de risque variable entre actifs en dollars et en euros dans chacun des deux pays, conduit à un équilibre intérieur, où les ménages épargnants allemands ne souhaitent pas détenir un montant infini d'avoirs en dollars, et les épargnants français emprunter un montant infini d'avoirs en dollars.

En fait, nous faisons deux hypothèses différentes. La première suppose que la position nette à l'égard de l'extérieur d'un pays est intégralement détenue en dollars. Cette hypothèse est simplificatrice mais pourrait être levée. Il suffirait de spécifier soigneusement le désir de diversification de portefeuille des agents, et d'intégrer dans les équations comptables les plus values ou moins values de change non anticipées. La modélisation serait un peu lourde et l'étalonnage demanderait de recourir à des données qui, à notre avis, ne sont pas bien connues, telles que les positions nettes des pays européens dans les différentes devises. La seconde hypothèse est que les marchés financiers sont segmentés entre nations, parce que les nations créditrices n'accepteront de prêter aux nations débitrices qu'à un taux d'intérêt croissant avec l'endettement de celles-ci³¹.

Codogno et *alii* (2003) examinent les écarts de rémunération des obligations d'Etat à 10 ans dans la zone euro. Leur conclusion la plus robuste est que ces écarts sont significativement non nuls et sont sensibles aux risques des titres américains. Ainsi les obligations des différents Gouvernements européens ne sont pas parfaitement substituables. Notre modèle repose sur des hypothèses un peu différentes de ce résultat. Il suppose, comme nous le verrons dans le paragraphe suivant, que toutes les obligations publiques sont parfaitement substituables et rémunérées au taux d'intérêt moyen en Europe, celui fixé par la BCE. En revanche, les agents privés résidant dans un pays empruntent et prêtent en euros, à un taux d'intérêt national, qui diffère des taux d'intérêt privés dans les autres pays européens par les primes de risque variables que nous avons présentées. Bien sûr, dans l'étalonnage du modèle, nous pourrions être amené à introduire des primes de risque fixes dans l'équation (21).

Le taux d'intérêt en euro moyen dans la zone, i , est :

³¹ Schmitt-Grohé et Uribe (2002) comparent la solution de la prime de risque variable, retenue ici, à des spécifications concurrentes résolvant le même problème. Leur conclusion est que le choix entre les différentes spécifications n'a pas de grandes conséquences sur les dynamiques de court et de long terme.

Les ménages d'un pays sont confrontés à trois taux d'intérêt : celui national privé i_j , celui des titres en dollars i^* , et, comme nous le verrons dans le paragraphe suivant, celui des titres publics, égal au taux d'intérêt européen i . La cohérence entre ces trois taux s'explique par un désir de diversification que nous n'avons fait qu'esquisser. Il était ignoré quand nous avons écrit l'équation d'Euler des ménages (11), et cela au prix d'une certaine incohérence. Il nous semble cependant qu'une rigueur plus forte risquerait de n'être que formelle, compliquerait le modèle et ne changerait guère ses propriétés.

$$(22) \quad i = \frac{\sum_{i=1}^{11} \bar{p}t_i \bar{Q}T_i}{\sum_{i=1}^{11} \bar{p}t_i \bar{Q}T_i}$$

On remarque que les poids de cette moyenne pondérée sont les parts de la production de bien exposé de chaque pays dans la production totale de ce bien par la zone euro, dans l'état stationnaire de référence. La BCE détermine le taux d'intérêt des actifs sans risque en Europe sur un marché inter bancaire. Nous supposons ici qu'il est égal au taux d'intérêt moyen i , que nous venons de définir. Ainsi, la règle d'inflation que suit la BCE est :

$$(23) \quad 1 + i = (1 + \bar{r})(1 + \bar{p}) + 1.5 (p - \bar{p}) + bce,$$

\bar{p} est l'objectif d'inflation en Europe, sur lequel s'ajuste le taux d'inflation de long terme ou stationnaire, comme on verra plus bas, \bar{r} est le taux d'intérêt réel de long terme, et p le taux d'inflation européen moyen défini par :

$$(24) \quad p = \frac{\sum_{j=1}^{11} \bar{C}_j (pc_j / pc_{j-1} - 1)}{\sum_{j=1}^{11} \bar{C}_j}$$

Les poids de la moyenne sont les parts de la consommation des ménages de chaque pays dans la consommation totale de la zone, dans l'état stationnaire de référence. Enfin, bce est une variable d'écart mesurant le degré auquel la BCE s'écarte de sa règle monétaire. Nous pouvons constater que dans le modèle, le taux d'inflation apparaissant dans la fonction de réaction de la BCE est le dernier taux d'inflation observé, et que la BCE réagit à une élévation du taux d'inflation en augmentant le taux d'intérêt d'un montant supérieur. Nous avons montré (Laffargue (2002)) que la règle monétaire doit reposer au moins partiellement sur des taux d'inflation calculés sur des prix passés (pas seulement sur l'inflation anticipée) pour qu'il existe une trajectoire bien définie des prix. Enfin, la Fed fixe le taux d'intérêt des titres en dollar i^* .

6. Les administrations

Le modèle, tel qu'il a été décrit jusqu'à présent, et les 25 équations qui le constituent est complet et peut être étalonné et simulé. Il a cependant le gros défaut de ne pas inclure une description du secteur des administrations, et par conséquent des politiques budgétaires. Or ce secteur et ces politiques jouent certainement un rôle dans l'explication des écarts d'inflation entre pays européens. Nous allons d'abord superposer ce secteur d'une façon qui complète, mais n'altère pas les équations existantes et leurs propriétés. Puis, nous introduirons progressivement de telles altérations.

La première équation à ajouter est l'équilibre budgétaire des administrations. Il sera plus clair de l'écrire d'abord, puis de le commenter.

$$(26) \quad pc_j GG_j = \frac{tw_j}{1+tw_j} (wn_j LN_j + wt_j LT_j) + tp_j (pn_j DN_j + pt_j QET_j - wn_j LN_j - wt_j LT_j) \\ + \frac{tc_j}{1+tc_j} pc_j C_j + (T_j + n_j B_{j,-1}) - iB_{j,-1} + (B_j - B_{j,-1})$$

L'équation est en euros courants. Le membre de gauche représente la consommation des administrations, que nous supposons valorisée au prix de la consommation des ménages toutes taxes comprises pc_j . Il s'agit de la consommation des administrations en biens marchands (exposé et abrité). Le modèle ignore la production non marchande, et les salaires des employés des administrations seront assimilés à des transferts aux ménages. La première expression du membre de droite représente le produit de la taxation du travail. $(wn_j LN_j + wt_j LT_j)$ représente le coût total du travail (dans le secteur marchand) et tw_j le

taux de taxation du salaire net. Le revenu net des salariés est alors : $\frac{wn_j LN_j + wt_j LT_j}{1+tw_j}$. La

taxation du travail inclut les cotisations sociales employeurs et employés et une partie importante de l'impôt sur les revenus. La seconde expression du membre de droite représente le produit de la taxation du profit des entreprises. Le taux de cette taxation est tp_j , et son assiette est l'excédent brut d'exploitation : $(pn_j DN_j + pt_j QET_j - wn_j LN_j - wt_j LT_j)$. Nous rappelons que dans le modèle les entreprises sont exclusivement possédées par les résidents. Cet impôt inclut l'impôt sur les bénéfices, mais aussi une partie de l'impôt sur les revenus des ménages. Les ménages résidents financent les entreprises nationales. Mais ils détiennent aussi des titres en dollars et, comme nous le verrons plus bas, des titres d'Etat en euros. Pour simplifier l'analyse des résultats nous supposons que les revenus des ces deux types de titres ne sont pas taxés. Il n'y aurait aucune difficulté technique à lever cette hypothèse, ni d'ailleurs à enrichir le système des taxes du modèle. Simplement celui-ci deviendrait moins transparent. Le troisième terme du membre de droite représente le produit de la taxation de la consommation des ménages. La valeur de celle-ci, toutes taxes comprises, est : $pc_j C_j$. Le taux de taxation, qui s'applique à la valeur hors taxe, est tc_j . La quatrième expression du membre de droite représente les autres impôts, nets des transferts. Ils sont supposés être entièrement réglés par les ménages, et nous supposons que leur distribution est forfaitaires, c'est-à-dire non connectée à des activités économiques marchandes. Mais avant de commenter davantage cette expression, nous allons examiner les derniers termes. La différence entre la consommation des administrations et les produits des quatre taxes nettes de transferts que nous venons de présenter, représente le déficit primaire des administrations. Celui-ci doit être complété de la charge d'intérêt sur la dette publique héritée du passé, qui est égale à $B_{j,-1}$, et qui prend la forme de titres d'Etat en euros. Nous avons supposé antérieurement que les taux d'intérêt nationaux se rapportaient à des opérations financières entre agents privés. Nous supposons ici que les dettes publiques de chaque pays sont rémunérées au taux d'intérêt européen i . Le déficit total ainsi obtenu est financé par une augmentation de l'endettement public : $(B_j - B_{j,-1})$.

Revenons maintenant au quatrième terme du membre de droite, qui représente les autres taxes nettes des transferts : $(T_j + n_j B_{j,-1})$. Il comporte deux éléments. Le premier, T_j est exogène. Le second, $n_j B_{j,-1}$, augmente avec l'endettement public. Pour en comprendre le sens, nous

devons remarquer que les trois taux de taxes, la consommation des administrations et T_j sont exogènes. Si le modèle, avant l'écriture des deux équations relatives aux administrations, détermine la dynamique des principales variables économiques, l'équilibre budgétaire des administrations (26) se borne ensuite à déterminer la dynamique de la dette publique. Pour que cette dette réduite, c'est-à-dire corrigée de sa tendance de croissance équilibrée, tende vers une valeur finie, nous devons avoir la condition : $u_j > 1 + i - (1 + g)(1 + \bar{p}) \approx i - g - \bar{p}$.

En termes économiques, si la taxe représentée par le terme $n_j B_{j,-1}$ n'existe pas et si le déficit primaire réduit déterminé par les autres équations du modèle est positif et constant, alors la dette publique réduite tend vers l'infini. Une façon d'éviter ce mécanisme de *Ponzi finance* est de considérer que l'accroissement de la dette publique génère une correction de la politique fiscale qui finit par stabiliser la dette. La spécification que nous avons retenue a l'avantage d'être simple.

Nous venons donc de noter que l'introduction des administrations précise certains détails du modèle mais ne change rien à celui-ci. Nous avons juste déterminé la dynamique de la dette publique. Mais nous voyons aussi que le seul élément de la politique budgétaire qui a un effet, autre que sur la dette, est l'augmentation de la consommation des administrations. Mais cet effet est particulièrement pauvre : si nous partons d'un état stationnaire, une augmentation permanente de la consommation des administrations se borne à entraîner une baisse instantanée du même niveau de la consommation des ménages, sans rien changer d'autres dans l'économie. Il y a donc une éviction instantanée et totale de la consommation des ménages par celle des administrations. Il convient de remarquer que ce résultat vaut alors qu'il y a des rigidités nominales pour les prix et les taux de salaire.

Nous obtiendrons des résultats plus riches en altérant le modèle pour que les taxations des salaires et de la consommation introduisent des distorsions. En revanche, dans notre formalisation la taxation des profits restera sans effets. La raison est que le modèle ne comporte ni capital, ni investissement. Le profit se confond donc avec une rente sur un bien fixe (analogue à la terre), dont le niveau ne peut pas être altéré par les agents qui possèdent ce bien, par exemple quand la taxation de son revenu change. Cette absence d'effet de la taxation des profits nous a conduit alors à agréger celle-ci avec les autres taxes nettes de transferts T_j , et à ne plus la considérer par la suite.

Dans l'équation de salaire (4), qui s'interprète comme le résultat d'une négociation entre partenaires sociaux, nous prenons en compte le fait que ce qui intéresse l'entreprise est le coût réel du travail : wt_j / pt_j , alors que ce qui intéresse les salariés est le taux de salaire réel : wt_j / pc_j . Dans le premier cas, le coût nominal du travail est déflaté par le prix de la valeur ajoutée, dans le second par le prix de la consommation. Cela nous conduisait à introduire dans l'équation un terme de coin salarial : $j_n [\ln(pc_j) - \ln(pt_j)]$, sous formes contemporaines et retardée. Le coins salarial ne dépendait que du rapport du prix de la consommation au prix du bien exposé, qu'on peut interpréter comme un taux de change réel. Si nous prenons en compte la taxation des salaires, le taux de salaire réel devient : $wt_j / [pc_j(1 + tw_j)]$. Le coins salarial

devient alors : $\mathbf{j}_n [\ln(1 + tw_j) + \ln(pc_j) - \ln(pt_j)]$. Il comporte alors une composante fiscale³². L'équation (4) devient alors :

$$(4') \quad \ln(wt_j) = \ln\left(\frac{QT_j + QN_j}{LT_j + LN_j}\right) + \mathbf{j}_{0j} + \mathbf{j}_{1j} [(1 - \mathbf{j}_{nj}) \ln(pt_j) + \mathbf{j}_{nj} \ln(pc_j) + \mathbf{j}_{nj} \ln(1 + tw_j)] \\ + (1 - \mathbf{j}_{1j}) [(1 - \mathbf{j}_{nj}) \ln(pt_{j,-1}) + \mathbf{j}_{nj} \ln(pc_{j,-1}) + \mathbf{j}_{nj} \ln(1 + tw_{j,-1})] + \mathbf{j}_{2j} \ln\left(\frac{LT_j + LN_j}{N_j}\right)$$

De la même façon, l'équation de salaire (7) du secteur abrité devient :

$$(7') \quad \ln(wn_j) = \ln\left(\frac{QT_j + QN_j}{LT_j + LN_j}\right) + \mathbf{j}'_{0j} + \mathbf{j}_{1j} [(1 - \mathbf{j}_{nj}) \ln(pn_j) + \mathbf{j}_{nj} \ln(pc_j) + \mathbf{j}_{nj} \ln(tw_j)] \\ + (1 - \mathbf{j}_{1j}) [(1 - \mathbf{j}_{nj}) \ln(pn_{j,-1}) + \mathbf{j}_{nj} \ln(pc_{j,-1}) + \mathbf{j}_{nj} \ln(tw_{j,-1})] + \mathbf{j}_{2j} \ln\left(\frac{LT_j + LN_j}{N_j}\right)$$

Examinons maintenant les effets de la taxation de la consommation. Nous supposons que les consommations de bien exposé et abrité sont taxées au même taux. Nous supposons aussi que les consommations des ménages, et celle des administrations sont taxées de la même façon, mais que les autres demandes autonomes ne sont pas taxées. Nous rappelons que les prix des biens exposé et abrité, ainsi que les prix de la consommation sont des indices. Certes, chacun d'entre eux permet des comparaisons au cours du temps et entre nations, mais chacun d'entre eux vaut 1 en Allemagne en 1995. Appelons $\bar{t}_{Al,1995}$, le taux de taxation des consommations observé en Allemagne en 1995. Alors le prix relatif entre le bien exposé toutes taxes comprises et la consommation agrégée des ménages est : $\frac{pt_j}{pc_j} \frac{1 + tc_j}{1 + \bar{t}_{Al,1995}}$. Ce

rapport est aussi égal au prix relatif entre le bien exposé et la consommation agrégée des ménages, tous deux hors taxes. Nous obtenons une expression similaire pour le bien abrité. Ainsi nous remplaçons les équations (8), (9), (14) et (15) par :

$$(8') \quad pt_j \frac{1 + tc_j}{1 + \bar{t}_{Al,1995}} CT_j = b_j pc_j C_j$$

$$(9') \quad pn_j \frac{1 + tc_j}{1 + \bar{t}_{Al,1995}} CN_j = (1 - b_j) pc_j C_j$$

$$(14') \quad pt_j \frac{1 + tc_j}{1 + \bar{t}_{Al,1995}} GGT_j = b_j pc_j GG_j$$

³² Honohan et Walsh (2002) relie de façon convaincante la baisse de la pression fiscale à la modération salariale, observées en Irlande après 1986. Dans son commentaire Blanchard note que cette modération salariale contribua à la forte hausse de l'emploi non agricole qui caractérisa l'Irlande après 1986.

$$(15') \quad pn_j \frac{1+tc_j}{1+t\bar{c}_{Al,1995}} GGN_j = (1-b_j)pc_j GG_j$$

L'équation (10) reliant le prix de la consommation toutes taxes comprises aux prix à la valeur ajoutée des deux biens (hors taxes) doit aussi être modifiée. Nous obtenons :

$$(10') \quad \ln(pc_j) = \ln\left(\frac{1+tc_j}{1+t\bar{c}_{Al,1995}}\right) + a_j + b_j \ln(pt_j/q_j) + (1-b_j) \ln(pn_j)$$

Enfin, nous supposons que l'équation reliant l'offre et la demande de bien abrité (16) et l'équilibre de la balance des paiements (17) ne font intervenir que des prix hors taxes, et n'ont donc pas à être corrigées.

La politique budgétaire a maintenant des effets sur les valeurs d'équilibre des principales variables économiques qui passent par les distorsions générées par la taxation des salaires et de la consommation. Ces effets sont purement néo-classiques, et nous n'avons pour l'instant aucun effet keynésien. Par exemple une expansion de la consommation des administrations financée temporairement par l'emprunt, et dans le long terme par une réduction des transferts aux ménages, n'a pour seul effet qu'une éviction de la consommation des ménages du même montant, comme nous l'avons montré plus haut. L'absence de multiplicateur keynésien résulte de l'hypothèse que la totalité des ménages optimisent intertemporellement, et les rigidités nominales que nous avons introduites ne changent rien à l'affaire. Nous allons maintenant lever cette hypothèse.

7. Ménages néo-classiques et ménages keynésiens

Nous considérerons maintenant qu'une partie des ménages, appelés néo-classiques optimisent intertemporellement, alors que les autres, appelés keynésiens, se bornent à consommer leur revenu courant. La première équation répartit la consommation des ménages entre ces deux agents identifiés respectivement par les lettres NC et K :

$$(27) \quad C_j = CNC_j + CK_j$$

Le comportement des ménages néo-classiques est donné par l'équation d'Euler (11), convenablement amendée puisqu'elle ne se réfère maintenant qu'à une partie des ménages :

$$(11') \quad \left(\frac{CNC_{j+1}}{CNC_j}\right)^r = \left(\frac{1+i_j}{1+b_j}\right) \frac{pc_j}{pc_{j+1}}$$

Les ménages keynésiens ne perçoivent que des salaires et des transferts. En effet, ne détenant aucun patrimoine ils ne reçoivent aucun intérêt, ni profit des entreprises. Nous supposons qu'ils perçoivent la proportion \mathbf{x}_j de la masse salariale. Donc leur revenu salarial net est : $\mathbf{x}_j(1-tw_j)[wn_jLN_j + wt_jLT_j]$. Mais ils doivent, avant de consommer, retirer de ce revenu les impôts forfaitaires nets des transferts, soit : $\mathbf{x}_j(T_j + \mathbf{u}_jB_{j,-1})$. Leur consommation est alors :

$$(28) \quad pc_j CK_j = x_j [(1 - tw_j)(wn_j LN_j + wt_j LT_j) - (T_j + u_j B_{j,-1})]$$

L'élément important dans cette équation est le terme $u_j B_{j,-1}$. Si la dette publique était stabilisée par des taxes intégralement payées par les ménages néo-classiques, alors ceux-ci réaliseraient que toute augmentation de la consommation des administrations sera finalement payée par eux. Aussi, durant la période intermédiaire où cette dépense nouvelle serait financée par l'emprunt, ces ménages réduiraient leur consommation, et souscriraient la totalité des titres publics émis. Ceux-ci ne représenteraient alors qu'un paiement anticipé des impôts futurs et l'éviction de la consommation privée par la consommation publique serait instantanée et totale, comme auparavant. En revanche quand nous assurons, comme dans l'équation (28), qu'une partie de la dette publique sera stabilisée par des taxes différées payés par les ménages keynésiens, les ménages néo-classiques savent que les titres publics qu'ils souscrivent ne seront que partiellement remboursés par leurs impôts. Aussi, ils ne réduisent leur consommation que d'une fraction de l'augmentation de la consommation des administrations. Comme la montée des impôts n'est que progressive (suivant le rythme de l'accroissement de la dette publique), les ménages keynésiens ne réduisent que peu leur consommation dans le court terme. Ainsi, à cet horizon, la consommation globale des ménages baisse moins que la consommation des administrations n'augmente : l'éviction n'est que partielle dans le court terme, et on peut espérer obtenir une hausse transitoire de la production.

Annexe 3 : Les équations et les variables du modèle

Il y a 11 pays indicés j .

1. Liste des équations

$$(1) \quad pt_i / q_i = pt_j / q_j$$

$$(2) \quad QT_j = AT_j LT_j^{at_j},$$

$$(3) \quad at_j QT_j / LT_j = wt_j / pt_j$$

$$(4') \quad \ln(wt_j) = \ln\left(\frac{QT_j + QN_j}{LT_j + LN_j}\right) + j_{0j} + j_{1j} [(1 - j_{nj}) \ln(pt_j) + j_{nj} \ln(pc_j) + j_{nj} \ln(1 + tw_j)] \\ + (1 - j_{1j}) [(1 - j_{nj}) \ln(pt_{j,-1}) + j_{nj} \ln(pc_{j,-1}) + j_{nj} \ln(1 + tw_{j,-1})] + j_{2j} \ln\left(\frac{LT_j + LN_j}{N_j}\right)$$

$$(5) \quad QN_j = AN_j LN_j^{an_j}$$

$$(6) \quad an_j QN_j / LN_j = wn_j / pn_j$$

$$(7') \quad \ln(wn_j) = \ln\left(\frac{QT_j + QN_j}{LT_j + LN_j}\right) + j'_{0j} + j_{1j} [(1 - j_{nj}) \ln(pn_j) + j_{nj} \ln(pc_j) + j_{nj} \ln(tw_j)] \\ + (1 - j_{1j}) [(1 - j_{nj}) \ln(pn_{j,-1}) + j_{nj} \ln(pc_{j,-1}) + j_{nj} \ln(tw_{j,-1})] + j_{2j} \ln\left(\frac{LT_j + LN_j}{N_j}\right)$$

$$(8') \quad pt_j \frac{1 + tc_j}{1 + t\bar{c}_{Al,1995}} CT_j = b_j pc_j C_j$$

$$(9') \quad pn_j \frac{1 + tc_j}{1 + t\bar{c}_{Al,1995}} CN_j = (1 - b_j) pc_j C_j$$

$$(10') \quad \ln(pc_j) = \ln\left(\frac{1 + tc_j}{1 + t\bar{c}_{Al,1995}}\right) + a_j + b_j \ln(pt_j / q_j) + (1 - b_j) \ln(pn_j)$$

$$(11') \quad \left(\frac{CNC_{j,+1}}{CNC_j}\right)^r = \left(\frac{1 + i_j}{1 + b_j}\right) \frac{pc_j}{pc_{j,+1}}$$

$$(12) \quad DT_j = GGT_j + CT_j + AGT_j$$

$$(13) \quad DN_j = GGN_j + CN_j + AGN_j$$

$$(14') \quad pt_j \frac{1 + tc_j}{1 + t\bar{c}_{Al,1995}} GGT_j = b_j pc_j GG_j$$

$$(15') \quad pn_j \frac{1 + tc_j}{1 + t\bar{c}_{Al,1995}} GGN_j = (1 - b_j) pc_j GG_j$$

$$(16') \quad \ln(QET_j / QT_j) = \frac{1}{I} \ln\left[\frac{pt_j}{pt_{j,-1}(1 + \bar{p})}\right]$$

$$(16) \quad \ln(DN_j / QN_j) = \frac{1}{I} \ln \left[\frac{pn_j}{pn_{j-1}(1+\bar{p})} \right]$$

$$(17) \quad pt_j(QET_j - DT_j) - i^* eF_{j,-1} = -e(F_j - F_{j,-1}) + (1+g)^t (1+\bar{p})^t ec_j$$

$$(18) \quad \sum_{j=1}^{11} F_j + F^* = 0$$

$$(19) \quad (ept^* / q^*) / (pt_j / q_j) - 1 = \mathbf{y}(D^* - \bar{D}^*) / (1+g)^t - DM$$

$$(20) \quad \sum_{j=1}^{11} q_j(QET_j - DT_j) = q^* D^*$$

$$(21) \quad \left(1 + i_j - m_j \frac{\bar{e}F_{j,-1}}{\bar{p}t_j \bar{Q}T_j} \right) e / e_{+1} = 1 + i^* + pr$$

$$(22) \quad i = \frac{\sum_{i=1}^{11} \bar{p}t_i \bar{Q}T_i i_i}{\sum_{i=1}^{11} \bar{p}t_i \bar{Q}T_i}$$

$$(23) \quad 1 + i = (1 + \bar{r})(1 + \bar{p}) + 1.5 (\mathbf{p} - \bar{p}) + bce$$

$$(24) \quad \mathbf{p} = \frac{\sum_{j=1}^{11} \bar{C}_j (pc_j / pc_{j,-1} - 1)}{\sum_{j=1}^{11} \bar{C}_j}$$

$$(26) \quad pc_j GG_j = \frac{tw_j}{1 + tw_j} (wn_j LN_j + wt_j LT_j) + tp_j (pn_j DN_j + pt_j QET_j - wn_j LN_j - wt_j LT_j)$$

$$(27) \quad + \frac{tc_j}{1 + tc_j} pc_j C_j + (T_j + \mathbf{n}_j B_{j,-1}) - iB_{j,-1} + (B_j - B_{j,-1})$$

$$(28) \quad C_j = CNC_j + CK_j$$

$$(28) \quad pc_j CK_j = \mathbf{x}_j [(1 - tw_j)(wn_j LN_j + wt_j LT_j) - (T_j + \mathbf{u}_j B_{j,-1})]$$

Il y a 10 équations (1), 11 équations : 2, 3, 4', 5, 6, 7', 8', 9', 10', 11', 12, 13, 14', 15', 16, 16', 17, 21, 26, 27, 28 et 1 équation : 18, 19, 20, 22, 23, 24, soit un total de 247 équations.

2. Liste des variables endogènes

e	Taux de change de l'euro vis à vis du dollar
i	Taux d'intérêt moyen en Europe
i_j	Taux d'intérêt nominal du pays j
\mathbf{p}	Taux d'inflation moyen des prix à la consommation en Europe
pc_j	Prix à la consommation dans le pays j
pt_j	Prix du bien exposé dans le pays j
pn_j	Prix du bien abrité dans le pays j

B_j	Dettes publiques en euros du pays j
C_j	Consommation des ménages du pays j
CNC_j	Consommation des ménages néo-classiques du pays j
CK_j	Consommation des ménages keynésiens du pays j
CT_j	Consommation des ménages du pays j en bien exposé
CN_j	Consommation des ménages du pays j en bien abrité
DT_j	Demande totale en bien exposé du pays j
DN_j	Demande totale et production effective en bien abrité du pays j
D^*	Demande nette de bien exposé par le reste du monde
LT_j	Emploi dans le pays j consacré à la production de bien exposé
LN_j	Emploi dans le pays j consacré à la production de bien abrité
QET_j	Production effective de bien exposé par le pays j
QT_j	Production potentielle de bien exposé par le pays j
QN_j	Production potentielle de bien abrité par le pays j
wt_j	Coût nominal du travail dans le secteur exposé du pays j
wn_j	Coût nominal du travail dans le secteur abrité du pays j
F_j	Dettes extérieures en dollars du pays j
F^*	Dettes extérieures en dollars du reste du monde
GGT_j	Consommation des administrations du pays j en bien exposé
GGN_j	Consommation des administrations du pays j en bien abrité

Il y a 22 variables répétées 11 fois, plus 5 variables non répétées, soit au total 247 variables endogènes.

3 Liste des variables exogènes

a_j	Variable d'écart dans la définition du prix de la consommation des ménages
an_j	Part du coût du travail dans la valeur ajoutée pour le secteur abrité
at_j	Part du coût du travail dans la valeur ajoutée pour le secteur exposé
bce	Variable d'écart dans la fonction de réaction de la BCE
b_j	Part de la dépense de consommation des ménages consacrée au bien exposé
b_j	Taux d'impatience des ménages
DM	Variable d'écart dans la demande de bien exposé européen par le reste du monde
ec_j	Variable d'écart dans l'identité de la balance des paiements
x_j	Proportion des ménages contraints sur le marché du crédit
jt_{0j}	Pouvoir de négociation des syndicats dans le secteur exposé

$j n_{0j}$	Pouvoir de négociation des syndicats dans le secteur abrité
$j t_{2j}$	Elasticité du coût du travail par rapport au taux d'emploi dans le secteur exposé
$j n_{2j}$	Elasticité du coût du travail par rapport au taux d'emploi dans le secteur abrité
N_j	Population active du pays j
n_j	Sensibilité des transferts à la dette publique
i^*	Taux d'intérêt nominal dans le reste du monde
pt^*	Prix du bien exposé dans le reste du monde
q^*	Qualité du bien exposé produit par le reste du monde
q_j	Qualité du bien exposé produit par le pays j
GG_j	Consommation des administrations du pays j
AGT_j	Autres demandes autonomes du pays j en bien exposé
AGN_j	Autres demandes autonomes du pays j en bien abrité
\bar{D}^*	Demande nette de bien exposé par le reste du monde dans l'état stationnaire de référence
\bar{p}	Taux d'inflation cible pour les prix à la consommation en Europe, égal au taux d'inflation de long terme (de l'état stationnaire)
AT_j	Indicateur de productivité du secteur exposé dans le pays j
AN_j	Indicateur de productivité du secteur abrité dans le pays j
\bar{C}_j	Consommation des ménages du pays j, sur la croissance équilibrée de référence
\bar{QT}_j	Production potentielle de bien exposé par le pays j, sur la croissance équilibrée de référence
pr	Prime de risque sur l'euro
\bar{pt}_j	Prix du bien exposé dans le pays j, sur la croissance équilibrée de référence
tw_j	Taux de taxation du salaire net dans le pays j
tp_j	Taux de taxation du profit des entreprises du pays j
tc_j	Taux de taxation de la consommation des ménages du pays j
T_j	Partie exogène des autres impôts nets de transferts payés par les ménages du pays j
\bar{r}	Taux d'intérêt réel cible pour la Banque Centrale Européenne, égal au taux d'intérêt réel de l'état stationnaire de référence

Annexe 4. Les équations de l'état stationnaire du modèle

Le modèle permet de définir une trajectoire de croissance équilibrée de l'économie. Celle-ci est déterminée par l'attribution à chaque variable d'un taux de croissance constant et d'une valeur initiale, avec pour propriété que les équations du modèle soient vérifiées à chaque instant. Les valeurs initiales de la croissance équilibrée peuvent s'interpréter comme un état de long terme de l'économie, celui vers lequel convergeront les variables endogènes, pour des valeurs arbitraires mais constantes des variables exogènes, toutes deux convenablement déflatées par leurs tendances de croissance équilibrée³³. Cette annexe donne le taux de croissance équilibrée de chaque variable et le système d'équations permettant de calculer les valeurs initiales des variables endogènes en fonction de celles des variables exogènes. Ce système d'équation sera appelé modèle stationnaire et les valeurs initiales des variables définiront l'état stationnaire de l'économie.

1. Variables

Taux de croissance nul : $i, i_j, i^*, p, \bar{p}, q_j, q^*, \bar{r}, e^{34}, LT_j, LN_j, N_j, tw_j, tp_j, tc_j, a_j, an_j, at_j, bce, b_j, b_j, DM, ec_j, x_j, j t_{0j}, j n_{0j}, j t_{2j}, j n_{2j}, n_j, pr$

Taux de croissance $1+\bar{p}$: $pc_j, pt_j, pn_j, pt^*, \bar{p}t_j$

Taux de croissance g : $D^*, \bar{D}^*, DT_j, DN_j, C_j, QET_j, QT_j, QN_j, CT_j, CN_j, AGT_j, AGN_j, \bar{C}_j, \bar{Q}T_j, GG_j, GGN_j, GGT_j, CNC_j, CK_j$

Taux de croissance $(1+\bar{p})(1+g)$: $wt_j, wn_j, F_j, F^*, T_j, B_j$

Taux de croissance $(1+g)/(1+n)^a$: AT_j, AN_j

2. Liste des équations

$$(1s) \quad pt_i / q_i = pt_j / q_j$$

$$(2s) \quad QT_j = AT_j LT_j^{at_j},$$

$$(3s) \quad at_j QT_j / LT_j = wt_j / pt_j$$

$$\ln(wt_j) = \ln\left(\frac{QT_j + QN_j}{LT_j + LN_j}\right) + j_{0j} + (1 - j_{nj}) \ln(pt_j) + j_{nj} \ln(pc_j) + j_{nj} \ln(1 + tw_j) - (1 - j_{1j})$$

$$(4s') \quad + j_{2j} \ln\left(\frac{LT_j + LN_j}{N_j}\right)$$

³³ Plus précisément, les taux de croissance équilibrés des variables exogènes sont contraints par leur relation à un petit nombre de paramètres, alors que leurs valeurs initiales sont peu ou pas contraintes. Si, dans le modèle présenté dans la section précédente, nous imposons aux variables exogènes de suivre une trajectoire de croissance équilibrées, nous espérons que les variables endogènes convergeront au cours du temps vers leur trajectoire de croissance équilibrées associée, indépendamment de leurs valeurs initiales.

³⁴ Nous supposons que le taux d'inflation de long terme est le même dans le reste du monde qu'en Europe. Ainsi, le taux de change entre l'euro et le dollar a une tendance de long terme nulle.

$$(5s) \quad QN_j = AN_j LN_j^{an_j}$$

$$(6s) \quad an_j QN_j / LN_j = wn_j / pn_j$$

$$(7s') \quad \ln(wn_j) = \ln\left(\frac{QT_j + QN_j}{LT_j + LN_j}\right) + j_{0j} + (1 - j_{nj}) \ln(pn_j) + j_{nj} \ln(pc_j) + j_{nj} \ln(1 + tw_j) - (1 - j_1) + j_{2j} \ln\left(\frac{LT_j + LN_j}{N_j}\right)$$

$$(8s') \quad pt_j \frac{1 + tc_j}{1 + t\bar{c}_{Al,1995}} CT_j = b_j pc_j C_j$$

$$(9s') \quad pn_j \frac{1 + tc_j}{1 + t\bar{c}_{Al,1995}} CN_j = (1 - b_j) pc_j C_j$$

$$(10s') \quad \ln(pc_j) = \ln\left(\frac{1 + tc_j}{1 + t\bar{c}_{Al,1995}}\right) + a_j + b_j \ln(pt_j / q_j) + (1 - b_j) \ln(pn_j)$$

$$(11s') \quad (1 + i_j) / (1 + \bar{p}) = (1 + b_j)(1 + g)^r$$

$$(12s) \quad DT_j = GGT_j + CT_j + AGT_j$$

$$(13s) \quad DN_j = GGN_j + CN_j + AGN_j$$

$$(14s') \quad pt_j \frac{1 + tc_j}{1 + t\bar{c}_{Al,1995}} GGT_j = b_j pc_j GG_j$$

$$(15s') \quad pn_j \frac{1 + tc_j}{1 + t\bar{c}_{Al,1995}} GGN_j = (1 - b_j) pc_j GG_j$$

$$(16s') \quad QET_j = QT_j$$

$$(16s) \quad QN_j = DN_j$$

$$(17s) \quad pt_j (QT_j - DT_j) = eF_j \left(\frac{1 + i^*}{(1 + g)(1 + \bar{p})} - 1 \right) + ec_j$$

$$(18s) \quad \sum_{j=1}^{11} F_j + F^* = 0$$

$$(19s) \quad (ept^* / q^*) / (pt_j / q_j) - 1 = y(D^* - \bar{D}^*) - DM$$

$$(20s) \quad \sum_{i=1}^{11} q_j (QT_j - DT_j) = q^* D^*$$

$$(21s) \quad \left(1 + i_j - m_j \frac{\bar{e}F_j}{(1 + g)(1 + \bar{p}) \bar{p} \bar{t}_j \bar{Q} \bar{T}_j} \right) = 1 + i^* + pr$$

$$(22s) \quad i = \frac{\sum_{i=1}^{12} \bar{p} \bar{t}_i \bar{Q} \bar{T}_i}{\sum_{i=1}^{12} \bar{p} \bar{t}_i \bar{Q} \bar{T}_i}$$

$$(23s) \quad 1 + i = (1 + \bar{r})(1 + \bar{p}) + bce$$

$$(24s) \quad \bar{p}_j = \bar{p}$$

$$pc_j GG_j = \frac{tw_j}{1+tw_j} (wn_j LN_j + wt_j LT_j) + tp_j (pn_j QN_j + pt_j QT_j - wn_j LN_j - wt_j LT_j) \quad (26s)$$

$$+ \frac{tc_j}{1+tc_j} pc_j C_j + T_j + \left[1 - \frac{1+i-n_j}{(1+g)(1+\bar{p})} \right] B_j \quad (27s)$$

$$C_j = CNC_j + CK_j$$

$$CK_j = \mathbf{x}_j \left[(1-tw_j)(wn_j LN_j + wt_j LT_j) - (T_j + \mathbf{u}_j \frac{B_j}{(1+g)(1+\bar{p})}) \right] \quad (28s)$$

3. Détermination du niveau des prix

Partons d'un équilibre stationnaire et multiplions le taux de change de la zone euro e et les prix de chaque pays pt_i , $\bar{p}t_i$, pc_i , pn_i , par $m > 0$. Toutes les équations du modèle stationnaire continuent à être satisfaites. Il y a donc une indétermination du niveau des prix et du taux de change de la zone euro dans le modèle stationnaire, dont la raison est que la règle monétaire de la BCE est en taux de croissance (sans ancre nominale, voir McCallum (1986)). Elle équivaut à une hystérésis du niveau des prix dans le modèle dynamique : la valeur initiale de ce niveau dans la zone euro en déterminera la valeur de long terme parmi l'infinité de celles compatibles avec l'équilibre du modèle stationnaire. Cette hystérésis se reflète dans une valeur propre égale à 1 dans le modèle dynamique écrit en variables réduites.

Nous ne considérons dans ce rapport que des équilibres stationnaires dont le taux d'inflation, égal à l'objectif de la BCE, ne change pas et est compatible avec une parité fixe entre l'euro et le dollar. Ce choix, qui ne contraint que la politique de long terme de la BCE, mais qui autorise celle-ci à changer son objectif d'inflation pour des périodes qui peuvent être longues mais finies, n'a guère d'implications pour la dynamique de court et moyen terme du modèle, mais simplifie celui-ci. L'équation (11s'), dérivée de l'équation d'Euler des ménages, détermine le taux d'intérêt i_j dans chaque pays j en fonction du taux d'escompte (c'est-à-dire de l'impatience) de ses ménages. Ce taux est un paramètre constant, bien qu'il puisse différer entre pays. Le taux d'intérêt européen i est une moyenne pondérée des taux des pays membres, avec des poids fixes (équation (22s)). La règle d'inflation (23s) détermine alors le taux d'intérêt réel de référence utilisé par la BCE dans sa règle de politique monétaire³⁵. Les équilibres des marchés de la dette de chaque pays de la zone euro, et de cette zone relativement au reste du monde (équations (21s)) déterminent les dettes de chaque pays européen F_j (et par simple addition de l'Europe agrégée à l'égard du reste du monde). Ces dettes et les taux d'intérêt européens sont donc égaux à leurs niveaux stationnaires de référence dans toutes les variantes, sauf celles changeant le taux d'escompte des ménages. Appelons BT_j l'excédent réel de la balance commerciale du pays j . Les équation (17s, 19s) donnent :

³⁵ Nous avons utilisé pour l'assiette des taux d'endettement extérieurs et leur conversion en dollars, ainsi que pour les poids des moyennes définissant le taux d'intérêt et l'inflation européens, des valeurs d'agrégats sur la croissance équilibrée ou à l'état stationnaire de référence. Initialement, nous avons utilisé les valeurs courantes de ces agrégats. Le problème était alors qu'un choc permanent affectant durablement ces agrégats, modifiait la valeur stationnaire du taux d'intérêt européen, et la règle d'inflation était alors violée. On pouvait remédier à ce problème en supposant que le taux d'intérêt réel figurant dans cette règle était celui de l'état stationnaire de long terme et non celui de référence. Cela nous semblait compliquer le modèle et ses opérations de simulation d'une façon peu intéressante, et nous avons abandonné cette spécification.

$$BT_j = QT_j - DT_j = \frac{eF_j}{pt_j} \left(\frac{1+i^*}{(1+g)(1+\bar{p})} - 1 \right) = \frac{q_j}{q^*} pt^* F \left(\frac{1+i^*}{(1+g)(1+\bar{p})} - 1 \right)$$

L'excédent commercial, et donc le déséquilibre entre la demande et l'offre de bien exposé, sont donc inchangés dans le long terme pour toutes les variantes, sauf celles altérant les taux d'escompte des ménages.

Annexe 5. Etalonnage

La dynamique des pays de la zone euro est étudiée au voisinage d'un état stationnaire de référence. L'hypothèse usuellement faite est que l'évolution économique qui a été observée dans le passé s'est déroulée au voisinage de cet état stationnaire, et donc que celui-ci peut être reconstitué par une simple moyenne des évolutions historiques observées sur une période suffisamment longue.

Le premier choix à effectuer est celui de l'instant initial où est défini l'état stationnaire. Il semble logique de choisir l'année 1999, celle de l'installation de la monnaie unique européenne. Le second choix est celui des deux taux de croissance équilibrés du modèle : le taux de croissance de la production et le taux d'inflation. Pour la production nous avons calculé le taux de croissance moyen de la valeur ajoutée marchande comparable de la zone euro, sur la période 1995-2001 (nous ne disposons pas de la valeur ajoutée de la France en 2002). Pour le taux d'inflation nous avons calculé le prix à la consommation comparable dans la zone euro, puis son taux de croissance moyen sur la période 1996-2002. Nous avons supposé que l'objectif d'inflation de la BCE était égal à cette moyenne, soit 1,79% par an. Un attrait de cette période est que l'année 1999 en constitue la médiane, aussi nous l'avons retenue chaque fois que nous le pouvions. Certes cette période commence trois ans avant l'instauration de l'euro. Mais cette instauration est trop récente pour qu'on se limite à étalonner sur la période où l'euro existait, et d'autre part la convergence des économies européennes était bien avancée dès 1996.

Nous avons ensuite fixé les valeurs stationnaires des variables observables à leurs valeurs moyennes observées sur la période. Soyons un peu plus précis et supposons que nous voulions effectuer cette moyenne sur la période $(-T_1, T_2)$ ³⁶ pour la variable X_t de taux de croissance équilibrée x . La moyenne retenue pour l'état stationnaire est :

$$\sum_{t=-T_1}^{T_2} X_t (1+x)^{-t} / (T_1 + T_2 + 1)$$
. Nous avons aussi fixé *a priori* les valeurs de certains paramètres

techniques et de comportement qui peuvent être estimés économétriquement, et ajusté les valeurs des variables non observables et des autres paramètres pour que le modèle stationnaire soit vérifié.

Cette procédure a connu deux exceptions. La balance commerciale et la dette extérieure observées peuvent avoir des valeurs sur la période d'étalonnage incompatibles avec un équilibre de long terme : dans celui-ci ces deux variables doivent être de signes opposés et dans un rapport égal au taux d'intérêt. Aussi, nous avons fixé la dette extérieure à son niveau observé moyen et la demande autonome de bien exposé à un niveau calculé par l'identité de la balance des paiements dans l'état stationnaire. De la même façon le déficit budgétaire primaire des administrations et la dette publique ont sur la période d'étalonnage des valeurs probablement incompatibles avec un équilibre de long terme. Cette fois nous avons fixé le déficit budgétaire à sa valeur moyenne observée et calculé la dette publique nette grâce à l'identité budgétaire des administrations écrite dans l'état stationnaire. Ainsi, la première fois nous avons corrigé une variable de flux, et la seconde fois une variable de stock, relativement à ce que l'on observe dans la réalité.

³⁶ La période 1996-2002, chaque fois que les données le permettent, une période plus courte autrement.

L'étalonnage de chaque modèle de pays a été effectué indépendamment et vérifie les règles suivantes.

1. Variables observées : prix du bien exposé (y compris du reste du monde), prix du bien abrité, prix de la consommation des ménages, valeurs ajoutées en biens exposé et abrité, consommation de bien exposé et de bien abrité par les ménages, consommation des administrations en biens marchands, coût du travail nominal dans les secteurs exposé et abrité, emploi dans les secteurs exposé et abrité, population active disponible moins emploi du secteur non marchand, endettement extérieur, taux de change entre le dollar et l'euro, taux de taxation des salaires, des profits et de la consommation, autres impôts nets de transferts payés par les ménages, taux d'intérêt européen. Les prix et les volumes associés sont comparables au niveau européen. La qualité du bien exposé en France est prise comme référence et fixée à 1.
2. Paramètres choisis *a priori* : paramètres des équations de salaire (en dehors des constantes), substitution intertemporelle des ménages, paramètres d'ajustement des prix et de la prime de risque du taux d'intérêt, sensibilité des transferts nets des autres impôts à l'endettement public, proportion de ménages keynésiens.
3. Le modèle stationnaire permet alors de calculer aisément : les qualités des biens exposés, les taux d'intérêt nationaux, les taux d'impatience des ménages, les demandes nationales de biens exposé et abrités, les parts alloués à chaque bien dans les dépenses totales, les consommations des ménages totale, les consommations des administrations et les demandes autonomes en bien exposé et abrité, les variables exogènes des fonctions de production, les constantes des équations de salaire et de l'équation du prix de la consommation, les endettements publics, les consommations des ménages keynésiens et néo-classiques. A ces variables nationales calculées on doit ajouter les variables internationales : l'endettement, le taux d'intérêt et la demande de bien exposé du reste du monde, qui sont également calculées.

Annexe 6. Calcul de variantes au voisinage de l'état stationnaire de référence

Le modèle est simulé en variables réduites, c'est-à-dire avec des variables divisées par leurs tendances de long terme (de la trajectoire de croissance équilibrée). Il est alors un système autonome par rapport au temps. Les simulations des variantes supposent qu'au delà d'une certaine date les variables exogènes (y compris les variables d'écart du compte central) réduites se stabilisent à des valeurs constantes. Nous exigeons alors d'une solution, pour qu'elle soit acceptable, que les variables endogènes tendent vers leurs valeurs stationnaires associées aux valeurs stabilisées des exogènes, quand le temps augmente indéfiniment.

Une simulation décrit l'évolution des économies européennes d'un état stationnaire initial à un état stationnaire final. L'état stationnaire initial est celui de référence, calculé lors de l'étalonnage du modèle. L'état stationnaire final diffèrera de l'état initial quand la variante comprend des chocs permanents. Nous sommes alors confronté à une difficulté : le modèle stationnaire ne permet pas de calculer l'état stationnaire final, puisque celui-ci est indéterminé (au moins au niveau des variables nominales). Or l'état stationnaire final est nécessaire car c'est lui qui détermine les valeurs finales des variables avancées du modèle.

Ces variables avancées sont : la consommation des ménages dans chaque pays, le prix à la consommation dans chaque pays et le taux de change entre le dollar et l'euro. Nous introduisons alors trois groupes de nouvelles variables endogènes, dites techniques :

$$gc_i = C_i / C_{i,-1}, \quad inf_i = pc_i / pc_{i,-1} \quad \text{et} \quad def = e / e_{-1}.$$

Puis nous remplaçons chaque variable avancée originale, par exemple $C_{i,+1}$, par le produit de sa valeur courante et de la nouvelle variable avancée, ici : $C_i gc_{i,+1}$. Ainsi, seules les nouvelles variables techniques apparaîtront dans le modèle sous forme avancée. Or, nous savons que leurs valeurs dans tout état stationnaire sont égales à 1 (n'oublions pas que nous opérons avec des variables réduites). Nous évitons ainsi la nécessité de calculer l'état stationnaire final par le modèle stationnaire, et le long terme d'une variante se lit comme la limite du résultat de la simulation de cette variante pour des valeurs élevées du temps.

Une condition locale d'existence et d'unicité d'une solution du modèle est que le nombre de valeurs propres de modules strictement supérieurs à 1 soit égal au nombre de variables avancées non redondantes³⁷. Il y a une telle variable pour chaque pays (l'agrégat avancé apparaissant dans l'équation d'Euler des ménages), à laquelle s'ajoute la dépréciation anticipée de l'euro par rapport au dollar. Notre calcul montre qu'il existe un nombre de valeurs propres supérieures à 1 égales au nombre de pays plus un. La condition locale d'existence et d'unicité est donc satisfaite. La plus petite valeur propre de module supérieur à 1 est égale à 1.047. Cela signifie que des erreurs de prévision sur un futur éloigné de T périodes affectent le présent pour un facteur de l'ordre de 1.047^{-T} . D'autre part la plus grande valeur propre plus petite que 1 est égale à 0.962. Cela veut dire que l'influence du passé disparaît au cours du temps au rythme d'une progression géométrique de raison 0.962. Nous devons noter que ces deux valeurs propres sont assez proches de 1. Posons, par exemple :

³⁷ Pour un énoncé rigoureux, voir Laffargue (2004).

$T=50$ périodes. Alors, un choc se produisant dans 50 périodes, ou s'étant produit il y a 50 périodes, affecte le temps présent avec une amplitude de l'ordre de 10 à 14% de sa valeur. Enfin, nous obtenons une valeur propre unitaire, résultant de la propriété d'hystérésis du modèle sur les grandeurs nominales, documentée plus haut.

Nous donnons dans cette annexe les résultats d'une série de variantes. Pour chacune d'entre elles nous considérons le cas d'un choc permanent non préalablement anticipé, et le cas du choc transitoire associé. La mesure transitoire est identique à celle permanente associée au cours de l'année du choc. Ensuite son amplitude est réduite chaque année géométriquement dans une proportion 0.7. Dans la première variante la productivité globale du secteur exposé est augmentée de 1% en Allemagne. Dans la seconde variante, c'est la productivité globale du secteur abrité qui est augmentée de 1% en Allemagne. Dans la troisième variante le prix du bien exposé dans le reste du monde est augmenté de façon permanente de 1% (sans altération des indicateurs de qualité). Dans la quatrième variante le taux d'intérêt dans le reste du monde est augmenté de 1 point de pourcentage. Dans la cinquième variante le taux d'impatience des ménages est augmenté de 1 point de pourcentage. Dans la sixième variante on augmente la part consommée en bien exposé par les ménages allemands de 0.01. Dans la septième variante on augmente la consommation des administrations allemandes en biens marchands de 1% de la valeur ajoutée marchande. Dans la huitième variante on augmente les transferts nets d'impôts en Allemagne de 1% de la valeur ajoutée marchande.

1. Augmentation de la productivité globale du secteur exposé de 1% en Allemagne

Choc permanent

Le prix de la consommation augmente progressivement de 0.96% en Allemagne et baisse de 0.55% dans les autres pays européens. Les effets inflationnistes et déflationnistes du choc sont donc assez modérés. Comme sur la même période l'euro s'apprécie de 0.54% et que les prix des biens exposés baissent du même montant, la différence entre l'Allemagne et les autres pays européens provient uniquement des évolutions des prix dans les secteurs abrités. La baisse des prix chez les partenaires de l'Allemagne l'emporte sur la hausse des prix en Allemagne, et l'inflation européenne est légèrement négative. Cela conduit la BCE à réduire son taux d'intérêt. Mais ces mouvements sont très faibles. Il y a une création modérée d'emplois en Allemagne, plus forte dans le long que dans le court terme, et de faibles destructions d'emplois dans le court terme dans les autres pays européens. L'effet réel le plus notable est un transfert de main-d'œuvre et de production du secteur abrité vers le secteur exposé en Allemagne. La consommation des ménages augmente en Allemagne, plus dans le court (1.33%) que dans le long terme (0.65%). Elle baisse dans le court terme dans les autres pays européens (0.25% la première année). Cette évolution a deux causes. D'abord, la baisse du prix de la consommation étant plus basse dans le long que dans le court terme, les ménages de ces pays réduisent leur consommation présente relativement à leur consommation future. Ensuite, cette réduction temporaire de la demande réduit temporairement la production effective, ce qui diminue le revenu permanent des ménages. La conséquence est une baisse de leur consommation dans le court terme et un retour de celle-ci à son niveau normal dans le long terme. Cependant cette baisse aurait été atténuée si le modèle avait imposé plus d'inertie à la consommation des ménages.

Choc transitoire

Le prix de la consommation augmente progressivement durant 5 ans jusqu'à atteindre un pic de 0.20% en Allemagne et baisse dans les autres pays européens jusqu'à un creux de 0.15%.

Les effets inflationnistes et déflationnistes du choc sont donc modérés. Comme sur la même période l'euro s'apprécie de 0.12% et que les prix des biens exposés baissent du même montant, la différence entre l'Allemagne et les autres pays européens provient uniquement des évolutions des prix dans les secteurs abrités. La baisse des prix chez les partenaires de l'Allemagne l'emporte sur la hausse des prix en Allemagne, et l'inflation européenne est légèrement négative durant 5 ans. Cela conduit la BCE à réduire son taux d'intérêt. Mais ces mouvements sont très faibles. Il y a une création importante d'emplois en Allemagne, et de faibles destructions d'emplois dans le court terme dans les autres pays européens. L'effet réel le plus notable est un transfert de main-d'œuvre et de production du secteur abrité vers le secteur exposé en Allemagne. La consommation des ménages augmente en Allemagne de 0.45%, puis elle baisse rapidement. Elle bouge peu dans les autres pays.

2. Augmentation de la productivité globale du secteur abrité de 1% en Allemagne

Choc permanent

Le prix de la consommation baisse progressivement de 1.05% en Allemagne et augmente de 0.45% dans les autres pays européens. Les effets inflationnistes et déflationnistes du choc sont donc modérés. Comme sur la même période l'euro se déprécie de 0.44% et que les prix des biens exposés augmentent du même montant, la différence entre l'Allemagne et les autres pays européens provient uniquement des évolutions des prix dans les secteurs abrités. La hausse des prix chez les partenaires de l'Allemagne l'emporte sur la baisse des prix en Allemagne, et l'inflation européenne est légèrement positive. Cela conduit la BCE à élever son taux d'intérêt. Mais ces mouvements sont très faibles. Il y a une destruction modérée d'emplois en Allemagne, plus forte dans le long que dans le court terme, et de faibles créations d'emplois dans le court terme dans les autres pays européens. L'effet réel le plus notable est un transfert de main-d'œuvre et de production du secteur exposé vers le secteur abrité en Allemagne. La consommation des ménages augmente progressivement en Allemagne de 0.80%. Elle augmente dans le court terme dans les autres pays européens (0.26% la première année).

Il suffira encore de se limiter au cas où la balance commerciale de l'Allemagne est équilibrée dans l'état stationnaire de référence. Alors, dans ce pays et dans le long terme le prix relatif du bien exposé au bien abrité augmente. Le mécanisme en jeu est encore l'effet Balassa-Samuelson. Les productions nationales sont égales aux demandes nationales. Ainsi, le renchérissement relatif du bien exposé conduit à une élévation de la production (et de la demande) de bien abrité relativement au bien exposé (équation 34).

Choc transitoire

Le prix de la consommation baisse progressivement durant 4 ans jusqu'à atteindre un creux de 0.43% en Allemagne et augmente dans les autres pays européens jusqu'à un pic de 0.11%. Les effets inflationnistes et déflationnistes du choc sont donc plutôt modérés. Comme les prix des biens exposés ont les mêmes variations, la différence entre l'Allemagne et les autres pays européens provient uniquement des évolutions des prix dans les secteurs abrités. La hausse des prix chez les partenaires de l'Allemagne est dominée par la baisse des prix en Allemagne, et l'inflation européenne est légèrement négative les premières années du choc. Il y a une destruction d'emplois en Allemagne dans le court terme, et de faibles créations d'emplois dans le court terme dans les autres pays européens. L'effet réel le plus notable est un transfert de main-d'œuvre et de production du secteur exposé vers le secteur abrité en Allemagne. La

consommation des ménages augmente en Allemagne de 0.31% en 3 ans, puis elle baisse lentement. Elle bouge peu dans les autres pays

3. Augmentation du prix du bien exposé dans le reste du monde de 1%

Choc permanent

En l'absence d'avoirs ou de dettes en dollars des pays européens, cette variante aurait un effet trivial : l'euro s'apprécierait instantanément de 1% et rien d'autre ne serait changé dans les économies de la zone euro. En fait, les pays qui ont une position nette positive en dollars s'appauvrissent un peu, ce qui se reflète par une baisse de leur consommation. Les pays qui ont une position nette négative en dollars connaissent l'évolution contraire. Les prix de consommation et des biens abrités baissent dans les premiers pays et augmentent dans les seconds. Ces variations sont cependant extrêmement faibles.

Choc transitoire

On constate une brève et assez faible appréciation de l'euro (de 0.22% l'année du choc). Ainsi, le bien exposé apparaît temporairement bon marché en Europe, et la demande de ce bien par le reste du monde augmente. Ainsi, dans le court terme, les balances commerciales européennes s'améliorent, leurs productions effectives et leurs prix de bien exposé augmentent, et l'emploi progresse en Europe. L'augmentation du prix du bien exposé reste modérée (0.16% au bout de 3 ans) et l'effet sur l'inflation est donc très faible.

4. Augmentation du taux d'intérêt dans le reste du monde de 1 point de pourcentage

Choc permanent

Cette variante est proche de celle qui consisterait en une hausse de la prime de risque sur l'euro du même montant. Dans le long terme, l'attractivité de l'euro sera rétablie par une réduction de sa prime de risque endogène, c'est-à-dire de l'endettement net de l'Europe à l'égard des Etats-Unis. Dans le court terme, l'euro se dépréciera fortement, ce qui créera une hausse du prix du bien exposé et de l'inflation en Europe, et donc à une hausse du taux d'intérêt par la BCE. La hausse du prix du bien exposé conduira à un transfert de main d'œuvre du secteur abrité vers le secteur exposé. Mais dans le court terme l'emploi augmente en Europe. Cependant, l'augmentation de l'activité en Europe sert à financer l'excédent commercial et le désendettement de cette zone. Aussi la consommation des ménages baisse en Europe dans le court et le moyen terme. Les effets de ce choc symétrique sont tout aussi symétriques entre les pays européens.

Choc transitoire

L'euro se déprécie significativement (de 2.6% l'année du choc). La demande de bien exposé de la part du reste du monde augmente alors, et la production effective de ce bien progresse dans les pays européens de l'ordre de 0.9%. Cette évolution est bénéfique pour l'emploi dans ces pays.

Pour ce choc symétrique, comme pour le précédent, les effets vont dans le même sens pour tous les pays européens, mais leurs ampleurs ne sont pas identiques.

5. Augmentations du taux d'impaticence des ménages allemands de 1 point de pourcentage

Choc permanent

Cette variante pose un petit problème méthodologique : elle va conduire à élever le taux d'intérêt réel de long terme en Europe. Aussi, pour que la BCE conserve la même cible d'inflation, il faut qu'elle corrige le taux d'intérêt de référence qui figure dans sa fonction de réaction. Nous supposons que cette correction est effectuée au même moment que le choc.

Dans le court terme, la contradiction entre l'impaticence plus grande des ménages allemands et un taux d'intérêt qui n'a pas eu encore le temps de s'adapter, conduit à une forte hausse de la consommation des ménages allemands (de 8.2%). La consommation de bien abrité est satisfaite par une hausse de sa production effective, mais celle de bien exposé est importée. Ainsi, l'Allemagne a un fort déficit commercial, qui conduit à augmenter son endettement extérieur, sa prime de risque et le taux d'intérêt en Allemagne, jusqu'à ce que le taux d'intérêt ait progressé aussi de 1 point de pourcentage.

L'Allemagne emprunte auprès de ses partenaires européens, mais aussi auprès du reste du monde. La forte entrée de capitaux dans la zone euro conduit à une appréciation de l'euro (de 5.7% dans le court terme), qui s'atténue au cours du temps. La baisse du prix du bien exposé à laquelle devrait conduire ce mouvement est fortement atténué par la hausse de la demande mondiale pour le bien exposé. L'appréciation de l'euro implique que les partenaires de l'Allemagne ne sont pas compétitifs pour satisfaire la demande de ce pays, et que l'essentiel de la demande est satisfaite par le reste du monde.

Dans le court terme, nous avons une inflation en Allemagne, par suite de la forte demande de bien abrité, mais une baisse des prix dans les autres pays de la zone euro, par suite de l'appréciation de l'euro. Au total, l'inflation européenne diminue légèrement.

La consommation des ménages européens (autres que ceux de l'Allemagne) baisse dans le court terme et leur emploi ne bouge pratiquement pas. En revanche, les créations d'emplois dans le secteur abrité allemand ne compensent pas les pertes d'emplois dans le secteur exposé. Les productions effectives des deux biens baissent notablement.

Ainsi, le changement d'attitude des ménages allemands conduit à une réduction temporaire des productions et consommations dans les autres pays européens, liée à une appréciation de l'euro.

Choc transitoire

Cette variante pose un problème méthodologique similaire au précédent. Nous supposons que la BCE corrige le taux d'intérêt de référence qui figure dans sa fonction de réaction de façon à ce qu'il soit égal à sa valeur stationnaire plus élevée associée à l'impaticence plus grande des ménages allemands. Cela peut s'interpréter par le fait que la BCE ne réagit pas simplement à l'inflation passée, mais aussi à la pression temporaire de la demande des ménages allemands. Ainsi, son taux d'intérêt augmente de 0.24%.

L'année du choc, la consommation des ménages augmente beaucoup en Allemagne (de 1.60%) et baisse nettement chez ses partenaires européens (de 0.7% en moyenne). La balance commerciale allemande connaît un fort déficit, l'euro s'apprécie de 0.8%. L'Allemagne connaît une hausse temporaire des prix et les autres pays européens une baisse.

6. Augmentation de la part de la demande des Allemands en bien exposé de 0.01

Choc permanent

L'effet immédiat est d'augmenter la demande de bien exposé et de réduire celle de bien abrité par l'Allemagne. Aussi le prix du bien abrité dans ce pays diminue et celle du bien exposé en Europe augmente. La production effective et potentielle et l'emploi diminuent dans le secteur abrité de l'Allemagne et augmente dans les secteurs exposés de tous les pays européens.

Dans le long terme, la balance commerciale et la dette extérieure allemandes doivent revenir au même niveau, déterminés par le taux d'intérêt du reste du monde et l'impatience des ménages allemands qui n'ont pas changé. Ainsi, l'offre de bien exposé par l'Allemagne doit s'adapter à sa demande plus élevée de ce bien, ce qui nécessite une augmentation du prix du bien exposé. Dans le long terme, l'euro se déprécie du même montant. Mais dans le court terme, la rigidité plus grande du prix que du taux de change implique que le bien exposé voit son prix en dollar augmenter. Cela réduit la demande du reste du monde pour ce bien et génère une production positive par les partenaires de l'Allemagne de ce bien dans le court terme. Bien sûr dans le long terme, le prix de ce bien et celui du bien exposé augmentent pareillement dans les partenaires européens de la zone euro.

Au total, l'Europe connaît une petite inflation dans le court terme, avec une baisse du déflateur de la consommation en Allemagne et une hausse dans les autres pays européens. La consommation des ménages augmente significativement en Allemagne (de 0,87% dans le long terme), mais augmente brièvement et notablement dans les autres pays européens (de 0,45% l'année du choc). On obtient un résultat similaire pour l'emploi.

Choc transitoire

L'année du choc le déflateur de la consommation baisse de 0.52% en Allemagne et augmente de 0.11% dans les autres pays européens. Ce mouvement s'amplifie légèrement pendant deux ans avant de s'atténuer lentement. Le niveau des prix ne baisse que faiblement en Europe. Le prix du bien exposé augmente temporairement dans tous les pays européens, en réponse à la plus forte demande allemande. La consommation des ménages et l'emploi augmentent temporairement en Allemagne. Les autres pays européens connaissent un mouvement similaire mais moins ample.

7. Relances budgétaire en Allemagne

Si on considère que la BCE détermine la dynamique du prix moyen en Europe, les écarts d'inflation entre pays peuvent générer des risques de déflation, ou symétriquement d'inflation excessive, dans certaines nations européennes. Les choix de la nature et de la valeur de l'objectif d'inflation de la BCE doivent prendre en compte ces risques. Les politiques budgétaires nationales, peuvent aussi les atténuer.

Nous commenterons quatre variantes. Les deux premières porteront sur une augmentation de la consommation des administrations, les deux autres sur une réduction des impôts ou une élévation des transferts. Pour chacun des deux groupe de deux variantes nous considérerons d'abord le cas où la mesure est permanente, puis celle où elle est transitoire. Comme une expansion budgétaire transitoire est financée par des taxes futures, elle s'apparente à l'action des stabilisateurs automatiques en période de récession, et donne donc des effets similaires.

Comme la BCE a une politique de taux d'intérêt, sans ancrage nominal en niveau, les variables nominales en niveau de la zone euro, prix et taux de change, ont une propriété d'hystérésis. Ainsi, un choc budgétaire transitoire a un effet permanent sur ces variables. Symétriquement, un choc budgétaire permanent n'a qu'un effet transitoire sur les taux d'inflation, qui ne peuvent pas s'écarter durablement de l'objectif de la BCE. Cela nous conduira dans la discussion du rôle de la politique budgétaire, effectuée dans la conclusion de ce paragraphe, à ne considérer que des relances transitoires.

Augmentation permanente de la consommation des administrations en biens marchands de 1% de la valeur ajoutée marchande

Dans le long terme cette politique n'a aucun effet significatif autre que de réduire la consommation des ménages allemands du même montant, ce qui est normal pour un choc de demande.

Examinons maintenant les premières années de la simulation. Si l'Allemagne était une économie entièrement fermée, ne produisant que du bien abrité, la rigidité du prix de ce bien causerait un effet positif keynésien sur la production effective et l'emploi. Dans la simulation, on observe une élévation temporaire de ces deux grandeurs pour le secteur abrité (+0,35% de gain de production effective et 6300 créations d'emplois, l'année du choc). Si l'Allemagne était une économie entièrement ouverte en changes fixes, ne produisant que du bien exposé, la hausse de la demande conduirait à un déséquilibre commercial équivalent, et à une hausse de la production effective des autres pays. Effectivement, dans la simulation, l'année du choc la balance commerciale de l'Allemagne se détériore de 2,48 milliards d'euros constants, et les productions effectives des autres pays européens en bien exposé augmentent. Il en est de même de l'emploi dans ce secteur. Le déficit commercial de l'Allemagne ne génère cependant qu'un excédent commercial insuffisant chez ses partenaires européens, et la balance commerciale de la zone euro se détériore et est financée par une entrée de dollars en provenance du reste du monde. Ce mouvement élève la prime de risque sur l'euro. Ainsi, celui-ci s'apprécie initialement, conformément au résultat classique sur les effets d'une expansion budgétaire, puis se déprécie en dessous de sa valeur de référence ensuite.

La plus forte demande allemande de bien abrité conduit à une inflation du prix de ce bien en Allemagne. L'enrichissement des autres pays européens, qui bénéficient d'une production et d'un emploi plus élevés dans leurs secteurs exposés, les conduit à demander davantage de leurs biens abrités, dont les prix augmentent aussi. Les biens exposés européens étant imparfaitement substituables au bien exposé du reste du monde, les prix des premiers augmentent parallèlement et progressivement. Tout cela génère une inflation transitoire et modérée en Europe. Elle conduit la BCE à élever transitoirement son taux.

Le résultat le plus intéressant pour nous est que l'année du choc l'inflation allemande augmente de 0,1 point de pourcentage alors que l'inflation européenne n'augmente que de 0,04 point. Ces valeurs diminuent au cours du temps, mais plus rapidement en Allemagne, de sorte que l'écart d'inflation au profit de ce pays a disparu la quatrième année.

Augmentation transitoire de la consommation des administrations

Le prix du bien abrité augmente brièvement en Allemagne (il atteint un pic de 0,33% la troisième année) et la production effective de bien abrité augmente de 0,60% l'année du choc, alors que celle de bien exposé ne progresse que de 0,14%. L'année du choc l'inflation

allemande augmente de 0,17 point de pourcentage, alors que l'inflation européenne n'augmente que de 0,07 point. Ces valeurs diminuent au cours du temps, mais plus rapidement en Allemagne, de sorte que l'écart d'inflation au profit de ce pays a disparu la troisième année. Les autres effets sont de faible importance.

Augmentation permanente ou transitoire des transferts nets d'impôts en Allemagne de 1% de la valeur ajoutée marchande

Examinons d'abord le cas d'une mesure permanente. Les résultats sont très voisins de ceux donnés pour une augmentation de la consommation des administrations. On obtient encore une absence d'effet dans le très long terme. Les effets de court et de moyen terme sont d'une ampleur un peu plus faible que ceux d'une expansion de la consommation des administrations (de l'ordre de 85% de ceux-ci)³⁸. La raison est que dans la première variante l'expansion budgétaire est en euros constants, et est accompagnée d'une hausse des prix dans le long terme. En revanche, maintenant cette expansion budgétaire est en euros courants. Il y a cependant une différence importante avec la simulation précédente qui est qu'il n'y a plus d'éviction de la consommation des ménages par celle des administrations en Allemagne. L'année du choc celle-ci augmente de 0,48% dans ce pays. Cette politique budgétaire est donc très efficace pour stabiliser la consommation des ménages dans le court terme.

Considérons maintenant le cas d'une mesure transitoire. L'année du choc la consommation des ménages augmente de 0,69% en Allemagne. Cette augmentation a disparu la quatrième année. Le prix du bien abrité augmente brièvement en Allemagne (il atteint un pic de 0,23% la troisième année) et sa production effective augmente de 0,43% la première année. L'année du choc l'inflation allemande augmente de 0,12 point de pourcentage, alors que l'inflation européenne n'augmente que de 0,05 point. Ces valeurs diminuent au cours du temps, mais plus rapidement en Allemagne, de sorte que l'écart d'inflation au profit de ce pays a disparu la troisième année. Les autres effets sont de faible importance

Conclusions pour la politique budgétaire

Le tableau suivant donne les effets des deux relances budgétaires *transitoires* allemandes, dont l'ampleur est égale à un point de la valeur ajoutée marchande, sur l'inflation allemande et l'inflation européenne, en points de pourcentage annuels, pour l'année du choc et les six années qui suivent.

Effets de relances budgétaires transitoires en Allemagne

Consommation des administrations	1	2	3	4	5	6	7
Inflation allemande*	0,171	0,071	0,015	-0,013	-0,025	-0,028	-0,026
Inflation européenne*	0,069	0,043	0,026	0,015	0,007	0,002	-0,001
Transferts moins impôts							
Inflation allemande*	0,123	0,049	0,009	-0,011	-0,020	-0,022	-0,020
Inflation européenne*	0,050	0,031	0,018	0,009	0,004	0,000	-0,002

* % par an

³⁸ Dans son rapport sur l'Allemagne, le FMI (2003a) note que le multiplicateur de court terme de l'Allemagne est de l'ordre de 1 pour les dépenses et de 0,5 pour les recettes. Nous préférons distinguer la consommation des administrations en biens marchands des transferts nets d'impôts, ce qui n'est pas la même chose. Nous obtenons un écart plus faible entre leurs multiplicateurs, mais surtout des valeurs plus basses pour ceux-ci. Nous proposons une explication de cette dernière différence à la fin de la section.

On remarque trois choses.

1. Une relance par les transferts ou la baisse des impôts a des effets qui sont de l'ordre de 72% de ceux d'une relance par la consommation des administrations.
2. Un écart d'inflation se creuse au profit de l'Allemagne l'année de la mesure et disparaît au bout de trois ans.
3. Les effets des expansions budgétaires sur l'écart d'inflation de l'Allemagne sont de faible ampleur. Cela s'explique à la fois par le caractère temporaire de la mesure et par les rigidités des prix, notamment des biens abrités. On rappelle cependant que les effets réels sont loin d'être négligeables.

Honohan et Lane (2003) n'arrivent pas à identifier économétriquement des effets stabilisateurs des politiques budgétaires discrétionnaires nationales. Hoeller, Giorno et de la Maisonneuve (2002) effectuent des simulations similaires aux nôtres et trouvent que pour les petits pays de la zone euro les multiplicateurs des politiques budgétaires sont faibles. Ils concluent qu'utiliser ces politiques pour stabiliser leur conjoncture conduirait à déstabiliser les dépenses et ressources des administrations, ce qui est mauvais. En revanche les automatismes des marchés sont des stabilisateurs rapides et puissants. La politique des revenus apparaît aussi très efficace (nous avons brièvement commenté celle qui fut appliquée en Irlande). Cependant, selon ces auteurs, ces résultats peuvent être moins valides pour les grands pays européens.

Notre modèle a la particularité qu'il suppose la parfaite substituabilité des biens exposés fabriqués par les différents pays européens. Or, il y a un grand nombre de variétés de biens exposés, et un pays de petite taille en fabrique une gamme moins étendue qu'un pays de grande taille. Cela explique que les ménages des pays de petites tailles importent une proportion plus grande de leur consommation que les ménages des pays de grande taille. Aussi, le multiplicateur keynésien est-il plus bas dans les petits pays que dans les grands. Notre modèle n'a pas cette propriété, et il attribue ainsi à toutes les nations européennes des multiplicateurs similaires. Nous ne savons pas s'il surestime le multiplicateur des pays de petite taille ou s'il sous-estime le multiplicateur des pays de grande taille. Dans le second cas, le pessimisme à l'égard du caractère stabilisateur des politiques budgétaires discrétionnaires nationales d'Hoeller, Giorno et de la Maisonneuve, ne serait pas valide pour les pays de grande taille, et ceux-ci pourraient tenter de combattre une tendance déflationniste par une relance budgétaire.

Dans son rapport sur l'Allemagne, le FMI (2003a) approuve la combinaison d'une expansion budgétaire de court terme de ce pays consistant à avancer à l'année 2004 des allègements fiscaux qui étaient prévus pour 2005, avec une consolidation de moyen terme permettant de réduire le déficit budgétaire en dessous de trois points de PIB. Les allègements fiscaux envisagés représentent de l'ordre de 0,75 point de PIB.

Annexe 7. Identification des chocs heurtant les pays européens et le reste du monde

Le modèle permet-il de donner des explications à l'évolution qu'a connue l'économie mondiale de 1996 à 2002 ? Une solution est de fixer les variables observables de l'économie mondiale à leurs valeurs observées sur la période et d'imposer que les équations du modèle soient satisfaites sur cette période en ajustant de façon adéquate les valeurs de variables exogènes non observables. Celles-ci sont par exemple, la productivité des secteurs, le pouvoir de négociation des syndicats, etc. Cet écalonnage permet une interprétation intéressante de l'histoire.

Cette procédure, qui revient à simuler le modèle à l'envers, est fréquemment utilisée avec les gros modèles économétriques, qui sont calés sur les observations par la fixation de variables d'écart à des niveaux adéquats. Cependant, nous souhaitons ici que les variables d'écart aient un statut économique clair et puissent donc être considérés ensuite comme des variables exogènes. Dans un modèle à anticipations rationnelles, cette procédure suppose implicitement que les prévisions des valeurs futures des variables exogènes aient toujours été parfaites, ce qui est évidemment une hypothèse extrême. De plus nous supposons qu'au-delà de la période d'observation, les anticipations des variables observables se fixent à leurs dernières valeurs observées. Cela revient à supposer que ces variables suivent une martingale, ce qui est une hypothèse simplificatrice forte. Cependant, pour le taux d'intérêt, nous avons choisi de faire converger la variable progressivement vers sa valeur stationnaire de référence après la période d'observation. En effet cette valeur de référence est la seule qui soit compatible avec l'objectif d'inflation de la BCE.

Notons par $j = 1, \dots, 11$, les 11 pays européen du modèle. Dans la simulation inversée du modèle, nous avons fixé à leurs valeurs observées les 145 anciennes variables endogènes suivantes :

- Les prix à la consommation et des biens exposé et abrité : pc_j , pt_j et pn_j ;
- Les coûts du travail des deux secteurs : wt_j et wn_j .
- L'emploi dans les deux secteurs: LT_j et LN_j .
- Les productions effectives des deux secteurs : QET_j et DN_j .
- Les consommations des ménages des deux biens : CT_j et CN_j .
- L'endettement international net : F_j .
- L'excédent commercial en euros courants : $bc_j = pt_j * (QET_j - DT_j)$
- Le taux de change de l'euro e et le taux d'intérêt en Europe i .

Nous avons rendu endogènes et calculé par simulation les valeurs des 145 variables anciennement exogènes suivantes :

- La variable d'écart de l'équation reliant le prix de la consommation aux prix des deux biens : a_j .
- La qualité du bien exposé : q_j (sauf pour la France où cette qualité est fixée à 1. .
- Les pouvoirs de négociation des syndicats dans les deux équations de salaire : $j t_0 - j$ et $j n_0 - j$.

- Les productivités globales des deux secteurs : AT_j et AN_j .
- Les parts de la rémunération du travail dans les deux secteurs : at_j et an_j .
- La part des dépenses des ménages affectée au bien exposé : b_j .
- Le taux d'impatience des ménages : b_j .
- Les demandes autonomes des deux biens : AGT_j et AGN_j .
- Les variables d'écart des identités des balances des paiements ec_j .
- Les variables d'écart sur la demande du reste du monde en biens exposés européen DM et de la fonction de réaction de la BCE bce .
- La prime de risque fixe sur l'euro pr .

Evidemment, nous avons fixé à leurs valeurs observées les 55 variables exogènes observables :

- Les taux de taxation des salaires et de la consommation : tw_j et tc_j .
- Les autres taxes nettes de transferts : T_j .
- Les consommations des administrations totale GG_j .
- La population active disponible : N_j .

Nous avons donc fixé l'excédent commercial de chaque pays à sa valeur observée sur la période 1996-2002. La cohérence entre cette valeur et celles de la dette externe, également fixée à sa valeur observée, nécessite d'introduire un terme d'écart dans l'identité de la balance des paiements. Nous souhaitons dans la simulation inversée du modèle, où ce terme d'écart est calculé, que sa valeur tende progressivement vers 0 au delà de 2002. Au-delà de cette date la dette externe est supposée rester constante. Pour cela nous introduisons la valeur exogène auxiliaire $exog$ qui vaut 0 jusqu'en 2002, puis qui est augmentée de 0.1 chaque année à partir de 2003, jusqu'à ce qu'elle atteigne 1. Elle reste ensuite à cette valeur. A partir de 2003, l'ajustement progressif vers 0 de ec_j se fait grâce à un mouvement adéquat dans la demande de bien autonome exposé AGT_j , déterminé par l'équation : $(1 - exog) * bc_j - exog * ec_j = (1 - exog) * pt_j * (QET_j - DT_j)$. On remarque que cette équation implique que bc_j est égal à l'excédent commercial du pays j , uniquement quand $exog = 0$, c'est-à-dire jusqu'en 2002.

L'équilibre du budget des administrations du pays j s'écrit :

$$pc_j GG_j = \frac{tw_j}{1 + tw_j} (wn_j LN_j + wt_j LT_j) + tp_j (pn_j DN_j + pt_j QET_j - wn_j LN_j - wt_j LT_j) + \frac{tc_j}{1 + tc_j} pc_j C_j + (T_j + n_j B_{j,-1}) - i B_{j,-1} + (B_j - B_{j,-1})$$

Nous avons imposé au paramètre stabilisateur n_j d'être égal à 0 durant la période observée, c'est-à-dire jusqu'en 2002. Il est ensuite augmenté de 0.2 chaque année successive à partir de 2003, jusqu'à ce qu'il atteigne la valeur 0.14. Il est ensuite maintenu à cette valeur.