EconomiX

http://economix.u-paris10.fr/

Document de Travail

Working Paper

2008-08

Les dynamiques de transmission des taux directeurs sur les taux bancaires en Europe

Raphaël Jeudy

UMR 7166 CNRS

Université Paris X-Nanterre
Maison Max Weber (bâtiments K et G)
200, Avenue de la République
92001 NANTERRE CEDEX

Tél et Fax : 33.(0)1.40.97.59.07
Email : secretariat-economix@u-paris10.fr

Université Paris X Nanterre

Les dynamiques de transmission des taux directeurs sur les taux bancaires en Europe

Raphaël Jeudy

septembre 2007

Abstract

Analyses of the transmission of money market rates to retail interest rates are a way to appreciate some effects of the monetary policy. The main question since Euro is the convergence of this transmission in the Euro zone. The aim of this study is to find likeness in evolutions and dynamics of transmission to confirm or to reject the convergence hypothesis. In this way, estimates of the pass-through have been conducted with rolling regressions between 1990 and 2004 on 11 countries (Belgium, Germany, France, Spain, Italy, Ireland, Portugal, Austria, Netherlands, Finland and Greece) and on several retail interest rates (N2, N3, N4, N5 and N8). This pass-through approach is a way to study transmission's dynamics between interest rates. Finally, we made the same approach with threshold models to underline asymmetric dynamics.

Résumé

L'étude de la transmission des taux directeurs sur les taux bancaires permet d'apprécier l'incidence de certains effets de la politique monétaire. La question de la convergence dans la transmission de cette politique monétaire est une problématique essentielle depuis la mise en place de la monnaie unique au sein de la zone euro. L'enjeu est la cohérence et l'unité de cette politique. Le but de cette étude est de chercher des similitudes dans les évolutions et les comportements de transmission s'il existent afin de pouvoir confirmer ou rejeter cette hypothèse de convergence. Afin d'y parvenir, les estimations des différents *pass-through* ont été réalisées à l'aide de régressions glissantes entre le début des années 1990 et 2004 sur 11 pays de la zone euro (Belgique, Allemagne, France, Espagne, Italie, Irlande, Portugal, Autriche, Pays-Bas, Finlande et Grèce) et sur plusieurs catégories de taux débiteurs et créditeurs (N2, N3, N4, N5 et N8). Cette démarche permet de mettre en relief un certain nombre de dynamiques de transmission entre les taux d'intérêt. Enfin, une estimation à l'aide de modèles à seuil à permis de mettre en évidence des comportements asymétriques et de suivre leurs évolutions. Ce dernier point permet de tenir compte de la présence possible de déséquilibres liés à des dynamiques asymétriques dans les niveaux de réponse à la suite d'un choc sur les taux directeurs.

Introduction **3**

1 Méthodologie **4**

1.1 Les modèles symétriques *4*

1.2 Le principe des régressions glissantes *7*

2 Evolution de la transmission pour le taux des crédits courts aux entreprises **9**

2.1 L'analyse de la convergence des évolutions *10*

2.2 Les réponses sur un an *11*

3 Extension de la méthode aux autres taux bancaires **14**

3.1 La transmission sur les taux immobiliers *14*

3.2 Vers une hausse de la réactivité ? *15*

3.3 La transmission sur le taux des crédits à moyen et long terme aux entreprises *16*

3.4 La transmission sur le taux des crédits à la consommation *17*

3.5 La transmission sur le taux de rémunération des dépôts *18*

3.6 Transmission et tests de stabilité *19*

3.7 Une comparaison plus approfondie entre les taux *21*

4 Présence d'asymétries dans les comportements de transmission **25**

4.1 Présentation des modèles *25*

4.2 Asymétrie de signe des variations *28*

4.3 Asymétrie d'amplitude des variations *31*

4.4 Etude des asymétries sur un taux créditeur *32*

Conclusion **34**

Bibliographie **35**

Annexes **36**

Introduction

L'estimation de la transmission des taux directeurs sur les taux bancaires permet de se rendre compte de l'impact de la politique monétaire lorsque celle-ci passe par la maîtrise des taux d'intérêt. Ce mécanisme de transmission est plus couramment connu sous le terme de *pass-through* des taux directeurs sur les taux bancaires.

La question du *pass-through* est tout d'abord la mesure de cette transmission. Il s'agit, en effet, de mesurer les variations des taux bancaires à la suite d'un choc sur les taux directeurs de la banque centrale. Ceci permet alors de se rendre compte de l'influence des variations des taux directeurs sur le secteur bancaire. Une question sous-jacente est alors soulevée : existe t-il un lien entre ce mécanisme et les structures du marché bancaire ? En effet, il est probable que certains paramètres aient une influence sur cette transmission. Ainsi, l'état de la concurrence bancaire, l'état du développement des marchés financiers ou encore les différences dans les structures productives des économies sont peut-être responsables des disparités observées entre les pays (voir Cadoret, Durand, Payelle 2006).

Ce dernier point renvoi à la présence bien connue de disparités importantes entre les *pass-through* des différents pays de la zone euro pendant les années 1990. Ce phénomène apparaît dans plusieurs études sur le sujet (Mojon 2000, Sander et Kleimeier 2004). Cet aspect du *pass-through* soulève alors une autre question essentielle lorsqu'il est mis en relief avec la politique monétaire européenne. Cette question est celle de la cohérence de la politique monétaire unique. En effet, si la transmission est finalement très différente entre les pays, la politique monétaire a des effets hétérogènes au sein de la zone euro. On peut alors penser que ceci risque de générer des déséquilibres et des problèmes d'unité de la politique monétaire européenne. Cette raison permet à elle seule de justifier l'importance de l'estimation du *pass-through*.

Ce thème de recherche a été fortement exploité ces dernières années. Cependant, l'idée de la mise en évidence de la convergence ou de la divergence du *pass-through* en Europe suscite encore beaucoup d'intérêt. Outre le fait que le *pass-through* ait été largement mesuré, la réponse à cette question subsidiaire et néanmoins fondamentale reste encore très floue. Certes, les niveaux de *pass-through* restent très hétérogènes, mais, en dehors de ce constat, existe-t-il une tendance vers la convergence depuis l'avènement de la politique monétaire commune ? Et si oui, existe-t-il des pays qui font exception ? Cette piste de réflexion est abordée dans Sander et Kleimeier 2004 mais aussi et surtout dans Toolsema, Sturm et Haan 2002 qui font évoluer dans le temps l'estimation du *pass-through* à l'aide de régressions glissantes[1] afin de vérifier l'hypothèse de convergence. Leur étude conclut sur l'existence de fortes disparités persistantes et ne permet pas d'observer de convergence dans les dynamiques et les niveaux de transmission. Cependant, cette étude ne porte que sur six pays de la zone euro et seul le taux des crédits à court terme aux entreprises est utilisé comme taux bancaire de référence.

Il est probablement possible d'étendre l'analyse à d'autres pays et à d'autre taux des banques de dépôt, qu'il s'agisse de taux sur les crédits ou sur les dépôts. En étendant le champ de l'analyse, les résultats de ces régressions glissantes seront probablement plus fiables et permettront peut-être de dégager des différences de *pass-through* liées à la nature des taux

[1] Ce terme est une traduction de l'expression anglo-saxonne *rolling regressions.*

bancaires considérés ainsi que les évolutions de ces différences. Cette piste reste encore peu exploitée. Il est aussi possible d'utiliser cette méthode sur des modèles asymétriques (Sander et Kleimeier 2004) en complément des modèles symétriques pour étudier l'évolution de certains effets asymétriques du *pass-through* dans le temps. Les disparités des économies favorisent l'apparition d'asymétrie dans les réponses aux chocs induits par la politique monétaire et ce, malgré l'existence d'une banque centrale commune. Ce dernier point est particulièrement intéressant car il soulève un grand nombre de questions sur l'unité de la politique monétaire. L'apport des régressions glissantes permettrait de suivre l'évolution de ces asymétries et d'observer si la mise en place de l'Euro est parvenue à réduire les disparités entre les différents pays ou si, avec une vision plus pessimiste, il n'apparaît aucune convergence dans les comportements de transmission.

Ainsi, la question de la convergence du *pass-through* sera la problématique centrale de notre approche. Le but est de mettre en évidence des similitudes dans les évolutions et les comportements de transmissions s'ils existent. Une première partie est consacrée à la méthodologie de l'approche par les régressions glissantes ainsi que les modèles symétriques qui sont utilisés. Une seconde partie présente les résultats obtenus sur le taux des crédits au entreprises N4, puis l'étude est étendu aux autres taux dans une troisième partie. Jusqu'ici, notre étude se contente d'apporter plus de diversité au niveau des taux et du nombre de pays mais la méthode est très proche de celle présentée dans Toolsema, Sturm et Haan 2002. L'apport de ce document réside dans une quatrième partie qui se propose d'utiliser cette même approche avec des modèles à seuil qui permettent de dégager des comportements d'asymétrie de signe et d'amplitude des variations dans le processus de transmission.

1 Méthodologie

Dans un premier temps, la démarche mise en œuvre est très proche de celle utilisée dans Toolsema, Sturm et Haan 2002 qui utilisent des modèles symétriques dans le cadre de leur régressions glissantes après avoir préalablement présenté les résultats de ces modèles en opérant une seul estimation sur l'ensemble de la période.

Ce type d'analyse classique du *pass-through* sur période fixe est nécessaire pour obtenir les coefficients de réponse moyens sur une période donnée. Une telle analyse a été réalisée et est disponible en annexe. Toutefois, la démarche qui est présentée est cette fois comparable à celle de Sanders et Kleimeier 2004 qui dégagent deux sous-périodes d'estimation liées à la mise en place de la monnaie unique. Il en est de même pour notre étude avec la mise en évidence de ces deux sous-périodes à l'aide de tests de stabilité. Les résultats sur périodes fixes et de ces tests de stabilité sont présentés dans la troisième partie.

1.1 Les modèles symétriques

Plusieurs modèles économétriques sont utilisés pour estimer le *pass-through*. La première catégorie fait référence aux modèles symétriques avec deux approches complémentaires qui sont l'approche standard (Cottarelli et Kourelis 1994) et l'approche par la cointégration.

L'approche standard est un modèle simple. Le taux bancaire étudié est directement régressé sur le taux du marché monétaire à trois mois ou le taux *overnight* qui sont tous deux utilisés comme une approximation[2] du taux directeur de la banque centrale. Le taux du marché monétaire utilisé n'est pas le taux directeur pour permettre de prendre en compte l'impact du marché interbancaire.

$$\Delta L_t = \alpha_0 + \sum_{k=1}^{k\max} \lambda_k \Delta L_{t-k} + \beta \Delta M_t + \sum_{n=1}^{n\max} \beta_n \Delta M_{t-n} + \varepsilon_t$$

$$\theta = \frac{\beta + \sum_{n=1}^{n\max} \beta_n}{1 - \sum_{k=1}^{k\max} \lambda_k}$$

Avec α_0 la constante, L le taux bancaire considéré et M le taux directeur. θ est le coefficient de long terme calculé à partir des paramètres estimés du modèle. Ce coefficient ne peut être calculé que si les variables du modèle sont en niveau, ce qui n'est pas le cas dans notre modèle, les variables étant différenciées pour éviter tout risque de régression fallacieuse. En effet, les séries de taux d'intérêt sont en général intégrées d'ordre 1.

Ce modèle ne tient pas compte de la relation de cointégration qui peut exister entre les deux taux et une partie de l'information contenue dans cette relation est perdue dans ce type d'estimation. En dépit de cet inconvénient, le modèle standard permet d'obtenir une estimation du *pass-through* lorsque les modèles à correction d'erreur ne peuvent pas être utilisés. Ainsi, lorsque la relation de cointégration n'est pas viable, ce modèle est utilisé en remplacement pour avoir une idée des réponses sur plusieurs mois.

Fort heureusement, dans la majorité des cas, l'approche par la cointégration est possible. Ceci présente plusieurs avantages. Premièrement, il est possible d'obtenir directement de la relation de long terme le coefficient θ qui donne le niveau du *pass-through* final. Ce coefficient sera plus précis que celui obtenu par le modèle standard. Deuxièmement, le modèle à correction d'erreur donne une estimation de la vitesse de transmission qui est en fait la vitesse de retour vers l'équilibre de long terme. Ce coefficient permet d'avoir une idée de la durée nécessaire d'ajustement des réponses pour ce retour à l'équilibre de long terme.

L'approche par la cointégration utilisée ici est celle de Engel et Granger qui consiste à calculer dans un premier temps la relation de long terme entre les taux d'intérêt. Puis, dans un deuxième temps, un modèle à correction d'erreur est construit dans lequel apparaissent les résidus de la première équation. La représentation du modèle est la suivante :

$$(1)\ L_t = \theta_0 + \theta M_t + u_t$$

[2] Il est possible d'utiliser le taux *overnight* en plus du taux à 3 mois : les résultats peuvent être différents comme dans Sander et Kleimeier 2004.

$$(2)\ \Delta L_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{k*} \beta_{L,i} \Delta L_{t-i} + \beta_{M,0} \Delta M_t + \sum_{i=1}^{n*} \beta_{M,i} \Delta M_{t-i} + \beta_{ECT} ECT_{t-1} + \varepsilon_t$$

L'équation (1) est la relation de long terme et l'équation (2) est le modèle de court terme (modèle à correction d'erreur). Le terme ECT (*Error Correction Term*) fait intervenir les résidus u_t de l'équation (1). Les variables de taux L et M sont intégrées d'ordre 1. Elles sont donc différenciées pour éviter tout risque de régressions fallacieuses. Dans un souci d'homogénéité des modèles entre pays, le nombre de retards est dans un premier temps fixé arbitrairement à k=2 et n=2 pour pouvoir autoriser des comparaisons plus fiables. Par la suite, k* et n*seront choisis en fonction du modèle qui minimise le critère d'Akaike sur l'ensemble de la période d'estimation. Il sera ainsi possible de comparer les résultats et de se rendre compte si ce changement de spécification a une forte influence sur l'évolution des paramètres.

Le modèle à correction d'erreur permet de mesurer la qualité de la transmission dans le temps. La technique utilisée pour obtenir les réponses sur plusieurs mois consiste à simuler une augmentation de 1 point sur le taux du marché monétaire après avoir préalablement estimé le modèle. Il est alors possible d'observer les réponses sur le taux bancaire au cours du temps[3]. Les réponses ainsi obtenues donnent une idée de l'évolution de la transmission entre le moment du choc et la stabilisation de la réponse à son niveau de long terme représenté par le coefficient θ. La même technique peut être utilisée pour retrouver les coefficients intermédiaires[4] du modèle standard. Mais le retour à l'équilibre de long terme ne peut se faire dans ce modèle car il n'existe pas de force de rappel.

La méthodologie appliquée dans cette analyse consiste à utiliser l'approche par la cointégration tant que cela est possible. En général, l'existence d'une relation de cointégration entre les taux est vérifiée pour la plupart des sous-périodes d'estimation (Toolsema, Sturm et Haan 2002). Toutefois, il arrive que le test de stationnarité des résidus de la relation de long terme rejette fortement cette hypothèse[5] pour certaines périodes d'estimation. Dans ce cas, l'estimation se fait à l'aide d'un modèle standard. Cette technique permet de ne pas avoir de point manquant dans l'évolution des coefficients des régressions glissantes lorsque le modèle à correction d'erreur ne peut pas être utilisé[6]. Il est ainsi possible d'obtenir les réponses au choc sur ces périodes. Néanmoins, le coefficient de long terme reste identique quel que soit le modèle utilisé. Il s'agit du coefficient calculé à partir de la relation de long terme entre les

[3] Ces simulations ont été réalisées à l'aide des instructions FORECAST et MODEL du logiciel RATS.

[4] Les coefficients intermédiaires désignent les réponses sur la variable endogène obtenues et cumulées chaque mois après un choc sur la variable exogène. Avec l'approche par la cointégration, le cumul des réponses obtenues après un certain temps est proche du coefficient de long terme θ. Ces coefficients sont parfois appelés *interim multipliers* dans la littérature anglo-saxonne sur le *pass-through*.

[5] Le test utilisé est un test de cointégration de Engle et Granger et les valeurs critiques sont celles de Mac Kinnon 1991.

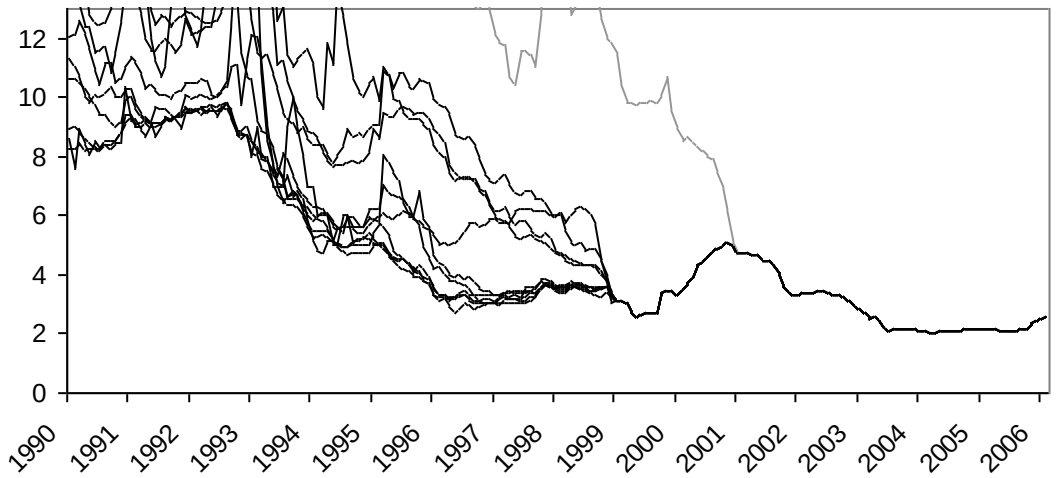
[6] Les périodes de changement de modèle sont indiquées par la présence d'un coefficient de vitesse positif, ce qui implique que non seulement la relation de cointégration est mauvaise, mais aussi que l'utilisation d'un modèle à correction d'erreur est à proscrire pour les simulations. La représentation graphique de l'évolution de ce coefficient est disponible en annexe. Cependant, pour des raisons de facilité de lecture, le coefficient est à chaque fois multiplié par (-1) pour obtenir une courbe croissante en cas d'amélioration de la vitesse. Par conséquent, le modèle standard est utilisé dans les rares cas où la courbe indique un coefficient négatif.

deux taux. L'absence de cointégration reste une forme de mesure de la qualité de la transmission. Lorsque la relation de cointégration entre les taux est mauvaise voire inexistante, ceci indique que la transmission est difficile et inversement si la relation est valide. Il est ainsi possible de construire des modèles à correction d'erreur pour comparer la qualité des *pass-through* même si la cointégration est difficilement observable dès lors que la qualité de la relation de cointégration entre les taux est utilisée comme critère de comparaison et d'appréciation de la qualité de la transmission.

Dans un premier temps, une analyse similaire à celle de Toolsema, Sturm et Haan 2002 sera envisagée pour confronter les résultats obtenus sur le taux des prêts à court terme (N4). Puis, par la suite, cette approche sera étendue aux autres taux d'intérêt, qu'il s'agisse des taux sur les dépôts ou sur les crédits. Enfin, une autre partie sera consacrée aux modèles asymétriques à seuil.

1.2 Le principe des régressions glissantes

Deux approches ont été réalisées en suivant l'étude proposée par Sanders et Kleimeier 2004. En effet, ces auteurs utilisent plusieurs taux de référence pour l'estimation du *pass-through* : le taux au jour le jour (ou *overnight*) dans le cadre de ce qu'il appellent la « *monetary policy approach* », et des taux à maturités différentes (1, 3, 6 ou 12 mois) dans le cadre de la « *cost of funds approach* ». Cette distinction permet d'envisager deux cadres d'estimation pour le *pass-through*. Lorsque le taux *overnight* est utilisé, il s'agit de la transmission de la politique monétaire de court terme sur les taux bancaires. Dans la seconde approche, l'observateur se situe dans une logique différente. Il s'agit alors de mesurer la qualité de la transmission dans le cadre d'une échéance plus longue et donc en terme de coût des fonds prêtés. Cette distinction a le mérite de permettre de dissocier une approche brute de la politique monétaire lorsque le taux *overnight* est utilisé comme une approximation du taux directeur, et une approche probablement plus en phase avec la réalité économique puisque les taux à plus longues échéances sont plus représentatifs des coûts associés aux crédits et aux dépôts bancaires. En outre, cette distinction permet d'obtenir deux séries de résultats, ce qui permet d'étendre le champ de l'analyse et qui, en général, permet de confirmer les tendances observées sur l'estimation du *pass-through* avec une approximation de taux directeur différente. Ainsi, le taux principalement utilisé pour approximer le taux directeur restera le taux du marché monétaire à trois mois qui sera néanmoins complété par l'analyse du *pass-through* sur le taux *overnight* de manière à conserver la distinction entre ces deux approches et pour améliorer la fiabilité des résultats obtenus.



Graphique 1 : Convergence des taux à trois mois dans la zone euro au cours des années 1990

Pour pouvoir comparer un maximum de pays, il est préférable de faire commencer la période d'estimation à partir de l'année 1990 car les données sur les taux bancaires restent souvent indisponibles pour la plupart des pays avant cette date. De plus, les tests de cointégration indiquent souvent que les taux sont faiblement cointégrés avant les années 1990.

La technique utilisée consiste à faire une régression sur une période prédéfinie (5 ans ou 7 ans en général pour avoir un minimum de données disponibles dans l'échantillon). Pour éviter tout problème de compréhension, cette période sera appelée fenêtre ou plage. Cette même régression est ensuite ré estimée en retirant le premier point et en ajoutant le point suivant à la fin de la plage. On dira que la régression avance d'un pas. A chaque pas de la régression, les coefficients estimés sont associés à des vecteurs. Ces vecteurs sont par la suite transformés en séries qui permettent de suivre l'évolution de ces coefficients au cours du temps. Ce processus est répété jusqu'à ce que la dernière donnée de la plage soit la dernière donnée disponible[7]. Pour pouvoir obtenir une estimation de l'évolution la plus longue possible, des régressions glissantes sur une plage de 3 ans et 3 trimestres[8] ont été réalisées en plus des régressions sur plage de 7 ans. Il est ainsi possible d'avoir une idée précise des évolutions les plus récentes des réponses et des coefficients de long terme et de vitesse. Les dernières régressions permettent en effet d'obtenir des résultats sur la période la plus récente. Ces résultats ne sont pas influencés par les données antérieures, ce qui permet d'avoir des évolutions propres à la période euro[9]. Les régressions sur 7 ans permettent d'avoir des résultats plus fiables[10] étant donné le plus grand nombre de points disponibles. Elles permettent, en outre, d'apporter une meilleure crédibilité aux régressions sur 3 ans et 3 trimestres lorsque les deux types de régressions glissantes offrent des résultats proches pour la période qui leur est commune. Dans la plupart des cas, les similitudes sont très fortes et les évolutions très proches. Les courbes sont plus lissées sur 7 ans mais en général elles restent très semblables. Ceci renforce la fiabilité et la crédibilité des résultats obtenus sur le période la plus récente. En effet, si les résultats sont assez proches entre les régressions sur 7 ans et celles sur 3 ans et 3 trimestres,

[7] Les dernières données disponibles arrivent dans le courant 2003. Les séries se terminent toutes cette année qui correspond à la création des séries harmonisées pour la zone euro et à l'abandon de l'actualisation des anciennes séries.

[8] Cette plage de données de 3 ans et 3 trimestre a été choisie car il s'agissait de la plage la plus large permettant d'obtenir une estimation débutant en janvier 2000 et permettant ainsi d'obtenir une évolution de la transmission sur une période entièrement post euro depuis 1999. Ainsi, le dernier point correspond à la période allant de janvier 2000 à septembre 2003. En dessous d'un certain nombre de points, les régressions sont peu fiables. Ainsi, les échantillons ne doivent pas être en dessous du seuil de 3 ans et demi de données, soit environ 40 points.

[9] La période euro correspond à la période 1998/2004 dans cette analyse. Elle ne débute donc pas exactement au premier janvier 1999 car les effets de la mise en place de l'euro sur les taux d'intérêt sont antérieurs. Les tests de stabilité à la fin de la troisième partie permettent d'appuyer cette hypothèse. Voir aussi Sanders et Kleimeier 2004 pour plus de précisions.

[10] La qualité des estimateurs est supérieure du fait du nombre de données plus élevé. La réduction de l'échantillon à moins de 4 ans rend l'estimation des coefficients moins stable car l'échantillon est trop faible pour obtenir des résultats solides. Néanmoins, les résultats sur 7 ans semblent confirmer la pertinence de ces estimations construites sur des échantillons plus pauvres.

alors cela signifie que ces régressions offrent une bonne approximation de ce que serait la transmission à partir de 1997 jusqu'à 2000, dates à partir desquelles l'échantillon devrait se réduire si l'on utilisait uniquement les régressions sur 7 ans.

Cette technique permet donc d'obtenir une représentation de l'évolution de certains coefficients de 1990 à 2000. Les coefficients importants sont le coefficient de long terme, la vitesse, la réponse immédiate au choc (impact) ainsi que les réponses à 1, 3, 6 et 12 mois. Le modèle de cointégration est utilisé tant que le coefficient d'erreur (vitesse) reste négatif[11].

Pour éviter les problèmes de perturbation des régressions, il a été jugé nécessaire d'enlever certains points non représentatifs dans l'évolution des taux d'intérêt. C'est notamment le cas pour la Grèce et l'Irlande qui subissent des augmentations très importantes aux alentours de 1993 qui résultent de réponses à des attaques spéculatives sur leurs monnaies. Cette exception se justifie uniquement lorsque l'augmentation est très forte et de courte durée et que, par conséquent, les taux bancaires ne suivent pas, ce qui risque de biaiser fortement les paramètres estimés. Les points considérés sont 1994 :05 et 1994 :06 pour la Grèce et 1992 :09 à 1993 :03 pour l'Irlande. Ces points perturbent l'ensemble de l'estimation qui ne peut pas être robuste à des écarts d'une amplitude extrême. De plus, ces écarts ne correspondent pas à la dynamique de l'ensemble des autres variations. Néanmoins, la variance des taux d'intérêt reste beaucoup plus élevée avant 1999 et plus particulièrement entre 1992 et 1994, ce qui pourrait être un facteur explicatif d'une moindre qualité de la transmission dans la première partie de la décennie[12].

2 Evolution de la transmission pour le taux des crédits courts aux entreprises

N4 est le taux des crédits à court terme aux entreprises. L'intérêt de choisir ce taux pour une comparaison entre pays vient de son homogénéité. Le calcul du *pass-through* se fait sur les données historiques de taux d'intérêt des banques de dépôt. Or, ces statistiques ne sont pas construites de la même manière selon les pays considérés. Cependant, la construction du taux N4 est souvent très proche d'un pays à l'autre. Par conséquent, il reste relativement homogène[13]. Toolsema, Sturm et Haan ont choisi de concentrer leur étude sur ce taux. Il en est de même pour cette étude dans un premier temps.

Le taux des crédits à court terme aux entreprises est disponible pour tous les pays à l'exception de la Finlande pour laquelle il n'existe pas de différenciation entre les crédits aux entreprises de court terme et de moyen et long terme. Par conséquent, le taux utilisé pour la

[11] Graphiquement, cela se traduit par une vitesse positive puisque le coefficient à été multiplié par (-1).

[12] Le fait que la baisse de la volatilité des taux serait un facteur important dans l'amélioration de la qualité de la transmission est une thèse largement acceptée dans les études du pass-through (Mojon 2000, Sanders et Kleimeier 2004). Néanmoins, il semblerait que la question de l'impact de cette variable ne soit pas tout à fait tranchée comme peuvent en témoigner les résultats obtenus sur l'étude des déterminants du pass-through avec une estimation sur panel qui fait l'objet de la cinquième partie de cette étude. Cette question dépend largement de la définition utilisée pour qualifier une amélioration de la transmission.

[13] Depuis 2003, les taux sont harmonisés pour l'ensemble de la zone euro, ce qui permet d'éviter ce problème d'homogénéité des taux.

comparaison est N5 (taux des crédits aux entreprises) pour ce pays. Pour le reste de la zone euro, le taux utilisé est N4.

2.1 L'analyse de la convergence des évolutions

D'après les représentations graphiques de la page 13, il semble que les comportements de transmission soient relativement hétérogènes. Les niveaux et les évolutions du *pass-through* restent très différents selon les pays et les périodes. Ce résultat n'a rien d'étonnant. En effet, la plupart des études sur la transmission des taux d'intérêt concluent sur l'hétérogénéité des *pass-through* au sein de la zone euro (voir Mojon 2000, Sander et Kleimeier 2004). Cependant, en comparant les évolutions récentes, il apparaît que dans la plupart des cas, les niveaux sont compris entre 0.8 et 1 en ce qui concerne le coefficient de long terme. L'Allemagne, l'Autriche et l'Irlande sont les seuls pays qui font exception avec des coefficients inférieurs avoisinant 0.6. La transmission à long terme reste donc imparfaite dans la plupart des cas avec des coefficients inférieurs à l'unité dans les dernières années. La période depuis la mise en place de l'euro ne semble donc pas faire exception et montre des imperfections persistantes dans le mécanisme de transmission.

D'après les représentations graphiques des régressions glissantes, il est possible de distinguer plusieurs groupes de pays susceptibles de converger vers un coefficient de long terme identique. Certains pays ont un coefficient très élevé dans la période récente. Ainsi, la Belgique, les Pays-Bas et la Grèce convergent vers l'unité. D'autres pays vont converger vers un coefficient proche de 0.8. On trouve dans cette catégorie la France, l'Italie, l'Espagne, le Portugal et la Finlande. L'Allemagne, l'Autriche et l'Irlande se retrouvent à des niveaux moins élevés entre 0.4 et 0.6.

La convergence des niveaux de *pass-through* reste partielle. Certains pays ont une transmission plus élevée et plus rapide que les autres. D'une manière générale, les variations sont de faible amplitude pour la plupart des pays sauf pour l'Allemagne et la France avec de fortes variations dans leur niveau de *pass-through* entre 1994 et 1997, ainsi que pour le Portugal dont la transmission retourne à son niveau de d'origine après avoir fortement augmenté au cours de la décennie. D'une manière générale, les niveaux de réponse tendent à se stabiliser courant 1997.

A l'aide de ce type de régression, il est possible de suivre l'évolution de la vitesse de transmission. A la vue des représentations graphique[14], il est intéressant de souligner le fait que la vitesse du mécanisme de transmission tend à augmenter pour la plupart des pays. Cette constatation va dans le sens d'une amélioration de la transmission des taux d'intérêt au sein de la zone euro[15]. L'Allemagne, l'Italie et l'Irlande font néanmoins exception avec des vitesses faibles et constantes sur l'ensemble de la période (inférieure à 0.2), voire même décroissante

[14] Pour des raisons pratiques, les coefficients de vitesse ont été multipliés par (-1) afin d'obtenir une représentation croissante de la vitesse lorsque celle-ci augmente.

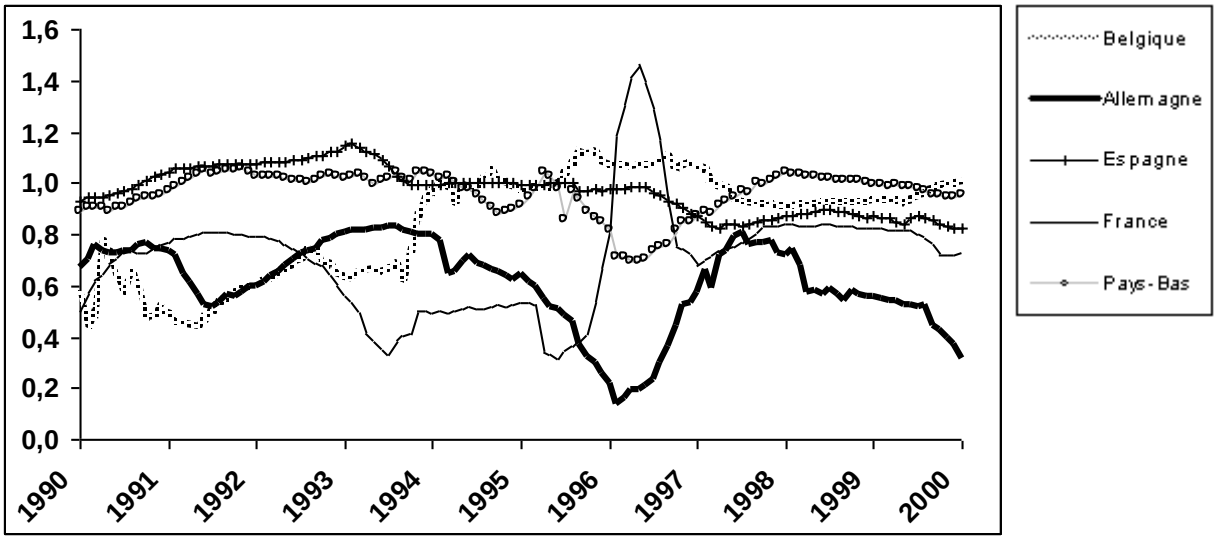
[15] Il serait intéressant de vérifier cette hypothèse en menant une étude sur les nouvelles données harmonisées disponibles depuis 2003 et de comparer les coefficients obtenus avec les derniers points des régressions glissantes. Ceci permettrait de confirmer l'éventuelle amélioration de la transmission entre 1999 et aujourd'hui dans la plupart des pays de la zone euro.

pour l'Allemagne dans les dernières années. Pour l'ensemble des autres pays, ces résultats sur l'accroissement de la vitesse de transmission vont dans le sens d'une meilleure relation de cointégration entre les deux taux depuis quelques années puisque la significativité de ce coefficient augmente. Ces améliorations relatives de la transmission peuvent être engendrées par plusieurs phénomènes comme la présence de plus faibles variations des taux d'intérêt depuis la mise en place de l'euro accompagnées de niveaux relativement faibles des taux directeurs. Cette plus grande stabilité pourrait avoir contribué à améliorer la relation de cointégration entre les taux directeurs et les taux bancaires puisque les mouvements anticipés sont légers et que, par conséquent, les réactions anticipées sont elles aussi très légères. Les taux seraient ainsi sur une nouvelle dynamique beaucoup plus stable et sans à-coup qui permettrait de réduire les risques de sur-réactions aux chocs.

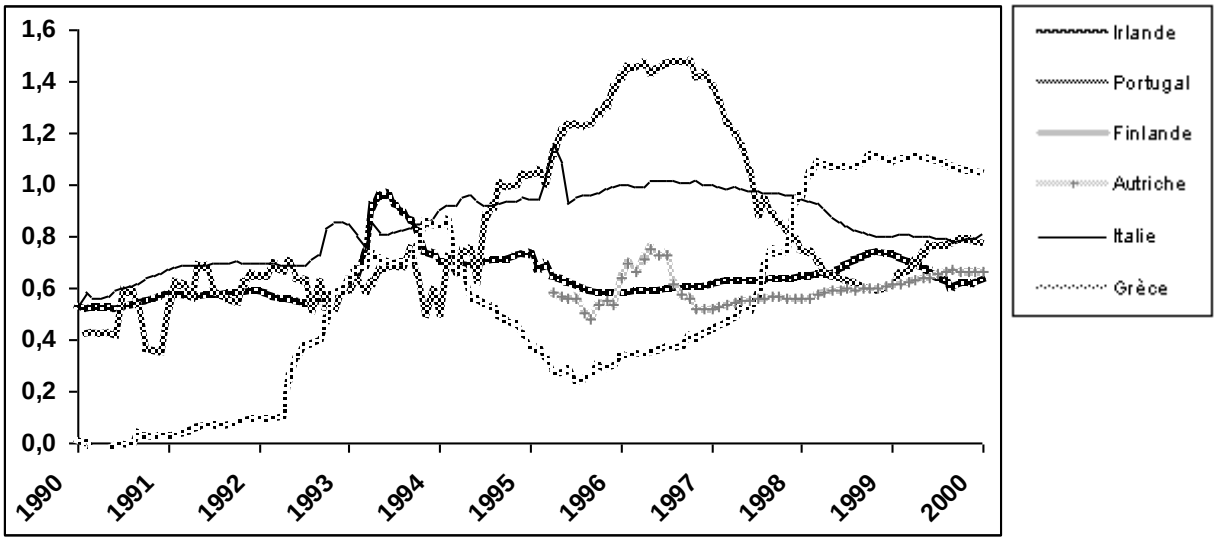
2.2 Les réponses sur un an

Pour établir une comparaison entre les pays, les réponses à 12 mois restent les indicateurs les plus pertinents. En effet, la comparaison entre les niveaux des coefficients de long terme n'est pas toujours évidente car elle ne permet pas d'envisager le fait que les relations de cointégration entre les taux bancaires et les taux monétaires ne sont pas toujours vérifiées pour certaines fenêtres de données. Pour cette raison, il est intéressant de réaliser une comparaison des niveaux de transmission entre les pays sur les réponses à 12 mois[16]. Ces réponses sont obtenues à partir d'un choc induit sur la variable exogène (le taux du marché monétaire) dans le modèle à correction d'erreur. Une telle comparaison est d'autant plus intéressante qu'elle permet en outre de comparer les réponses pour chaque pays au bout d'une durée déterminée alors que le niveau d'équilibre de long terme est obtenu au bout d'une période variable qui dépend du coefficient de vitesse responsable du retour à l'équilibre. Ce niveau d'équilibre de long terme n'est pas atteint s'il n'y a pas de cointégration entre les taux. Pour N4, les coefficients obtenus à partir des réponses à 12 mois sont très proches des niveaux des coefficients de long terme à quelques exceptions près, notamment le Portugal et la Grèce entre 1990 et 1993 dont la relation de cointégration entre les taux d'intérêt est relativement médiocre durant cette période, mais aussi pour la Belgique entre 1990 et 1994 et la France entre 1995 et 1997. Outre ces quelques cas isolés, il semble que le *pass-through* soit très proche de son niveau de long terme au bout d'un an et même au bout de 6 mois dans la période récente. Ce dernier constat suggère une amélioration de la vitesse de transmission qui conduirait à un retour plus rapide vers le niveau d'équilibre de long terme.

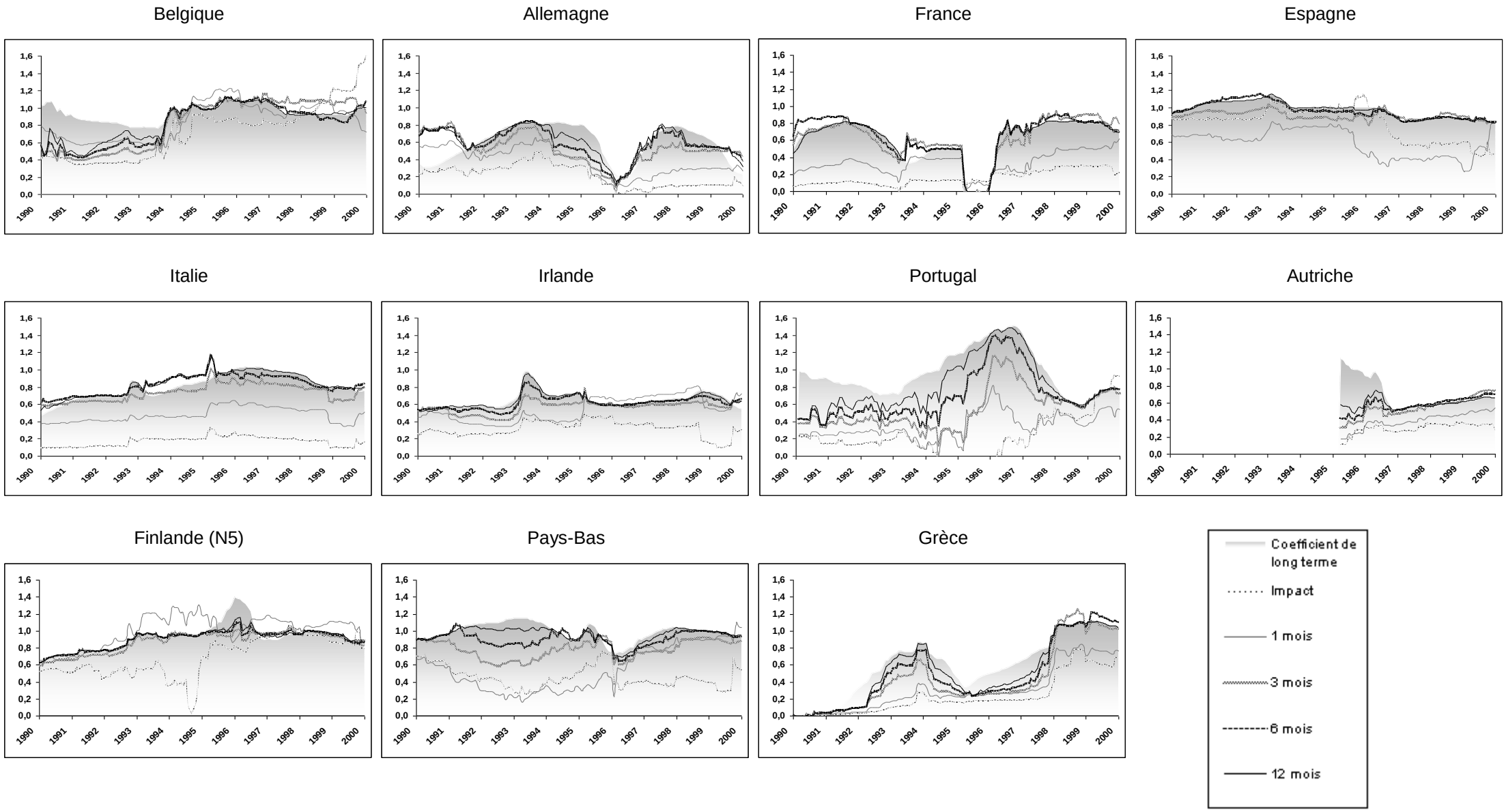
[16] Les réponses à 12 mois ont été regroupés par groupe de pays et sont aussi disponibles en annexe 2.



Graphique 2 : évolution des réponses à un an



Graphique 3 : évolution des réponses à un an



Graphique 4 : régressions glissantes pour N4

3 Extension de la méthode aux autres taux bancaires

Jusqu'à présent, l'analyse portait sur le taux des crédits de court terme aux entreprises de manière à reconstituer l'approche de Toolsema, Sturm et Haan (2002) en ajoutant des pays. Il est possible d'étendre le champ de l'analyse à d'autres taux d'intérêt comme le taux des crédits immobiliers ou encore les taux de rémunération des dépôts.

Le taux des crédits pour l'immobilier (N2) fait référence à des crédits en général à échéance longue qui sont contractés entre les banques et les ménages. L'analyse de ce taux est intéressante car elle apporte une information non plus sur le coût des crédits aux entreprises mais sur le coût de l'investissement principal des ménages qui est l'achat de leur logement. La comparaison entre les résultats obtenus sur les taux des crédits aux entreprises et ceux obtenus sur les taux des crédits immobiliers permettrait d'isoler des comportements de transmission liés à la nature de l'emprunteur. De même, une comparaison entre les résultats obtenus sur N4 et les résultats obtenus sur N5 (taux des crédits à moyen et long terme aux entreprises) permettrait d'isoler des comportements de transmission liés cette fois à la longueur de l'échéance des crédits.

3.1 La transmission sur les taux immobiliers

La méthode utilisée pour réaliser les régressions glissantes pour l'estimation du *pass-through* avec les taux immobiliers (N2) est identique à celle utilisée précédemment avec les taux des crédit courts aux entreprises (N4). Les modèles sont similaires ; seul le taux bancaire sur lequel la transmission est estimée diffère. Le nombre de retards k*= 2 et n*= 2 a été conservé pour deux raisons. Premièrement, cela permet de comparer N2 et N4 sur les mêmes critères puisque le modèle économétrique est identique. Deuxièmement, il semble que la structure des retards influence peu les résultats obtenus sauf quand le nombre de retards sur les variable est trop élevé ; il risque alors d'apparaître des déformations dans la structure des réponses[17]. Il est donc préférable de conserver le même modèle pour les régressions glissantes.

De même que pour N4, les courbes de réponses ainsi obtenues montrent qu'il existe une forte hétérogénéité des comportements de transmission. Les réponses à 12 mois restent les indicateurs les plus pertinents et sont là aussi très proches des coefficients de long terme. Ce résultat montre que le *pass-through* atteint dans la plupart des cas un niveau identique à son niveau de long terme au bout d'un an. Ceci vient aussi confirmer que la relation de cointégration est souvent existante puisque le processus de retour à l'équilibre de long terme est assez rapide dans la majorité des cas. Cependant, tout comme pour N4, il semble que durant certaines périodes d'estimation et pour certains pays, le retour au niveau de long terme soit beaucoup plus lent. C'est notamment le cas pour le Portugal et la Finlande dans le début des années 1990. De ce fait, il est difficile d'apporter des conclusions définitives quand la validation du modèle à correction d'erreur est compromise en dehors de pouvoir constater que la relation de cointégration semble s'être améliorée sur la fin de la décennie ce qui suggère une amélioration de la qualité de la transmission.

[17] La déformation en question consiste à obtenir des réponses de court terme parfois plus élevées que les réponses de long terme, ce qui indique une sur-réaction sur la transmission à court terme.

3.2 Vers une hausse de la réactivité ?

Il est intéressant de comparer les niveaux intermédiaires de réponse à un choc et leur rapprochement de la courbe d'évolution du coefficient de long terme. Tout rapprochement des courbes suggère que la vitesse de retour à l'équilibre est meilleure et que la transmission est plus rapide. Il est ainsi possible de faire une distinction entre les taux dont les réponses à 6 et 12 mois se rapprochent très fortement du coefficient de long terme et ceux dont les réponses au bout d'un an semblent encore très loin de ce niveau. Il semble que la tendance aille vers un rapprochement des réponses et même une convergence des niveaux intermédiaires de réponse plus rapide qu'auparavant sur les dernières années d'estimation. Il est d'ailleurs possible d'observer que souvent cette période est associée à une période de transition durant laquelle s'opèrent de nombreux changements dans les niveaux de transmissions et des distorsions entre les niveaux de réponse pour finalement se stabiliser dans la plupart des cas au cours des années 1998 et 1999 sur une nouvelle trajectoire. Ces changements de comportement de transmission coïncident avec les résultats des tests de rupture[18] qui indiquent une instabilité récurrente du modèle entre 1996 et 1999.Cette instabilité pourrait trouver ses raisons dans le changement de dynamique des taux directeurs lié à la mise en place de la monnaie unique. Dans Sanders et Kleimeier (2004), les auteurs identifient la présence de points de rupture qui apparaissent à des dates variables selon les pays considérés. Les résultats qu'ils obtiennent sont très proches des ceux obtenus dans notre étude avec un point de rupture moyen fin 1996. Ils distinguent donc deux sous-périodes : une période antérieure à l'euro et une période euro. Leurs conclusions vont dans le sens d'un changement des niveaux de transmission entre les deux sous-périodes. Pour avoir nos propres sources, une étude similaire à été réalisée permettant d'établir une comparaison des réponses obtenues pour chaque pays et pour chaque taux entre la période allant de 1990 à fin 1997 et la période allant de 1998 à septembre 2003. Le point de rupture envisagé correspond donc à janvier 1998 dans notre étude. Cette date semble être la plus appropriée par rapport aux résultats obtenus sur nos tests de stabilité. Nos conclusions vont dans le même sens que Sanders et Kleimeier. En effet, les réponses sont souvent très différentes entre les deux périodes comme pouvait le suggérer les tests de stabilité. Tout ceci semble donc aller dans le sens d'un changement plus ou mois brutal dans les dynamiques de transmission entre 1996 et 1999.

D'après les résultats obtenus sur les régressions glissantes sur les taux N4 et N2, il semble donc y avoir un rapprochement des niveaux intermédiaires de réponse et une convergence plus rapide vers le niveau de long terme dans la période récente. Cette dynamique s'amorce dans la plupart des cas entre 1993 et 1996 et se poursuit souvent jusqu'à la fin de l'estimation. Ce phénomène est visible pour presque tous les pays aussi bien pour N2 que pour N4 à l'exception de l'Allemagne et des Pays-Bas pour N2 et de la Grèce pour N4 dont le processus commence beaucoup plus tard (entre 1997 et 1998). Le cas isolé de la Grèce est probablement la conséquence de son entrée tardive dans la zone euro en 2001, soit deux ans plus tard que les autres pays. Ce constat est intéressant puisqu'il permet d'envisager la mise en place de l'euro et la diminution de la volatilité des taux comme étant les facteurs qui influencent ce phénomène de rapprochement des réponses et donc l'amélioration de la vitesse de transmission.

[18] Se rapporter au paragraphe associé : « Transmission et tests de stabilité » page 19

Si la mise en place de la monnaie unique semble avoir une forte influence sur les relations entre les taux d'intérêt, les raisons qui influenceraient cette hausse de la réactivité demeurent encore très floues. Aux vues des premiers résultats, il n'existe pas de réelle convergence en terme de niveaux de transmission. Nos constats restent en ce sens très proches des conclusions émises dans l'analyse de 2002 par Toolsema, Sturm et Haan. Néanmoins, en complétant cette approche en faisant apparaître les niveaux de réponses sur plusieurs mois et en comparant leurs évolutions, il est possible de voir apparaître une autre forme de convergence qui n'était pas visible auparavant. Il existe une dynamique de rapprochement des réponses[19] qui suggère une hausse de la réactivité et donc une amélioration de la vitesse[20] de transmission pour tous les pays à quelques exceptions près. Les niveaux de *pass-through* restent donc très différents d'un pays à l'autre avec des évolutions parfois contraires (les niveaux de réponses augmentent pour certains et diminuent pour d'autres), mais la réactivité a tendance à s'améliorer pour tous à partir de la seconde moitié de la décennie. Plusieurs facteurs peuvent avoir engendré ce phénomène comme la diminution de la volatilité des taux et la stabilisation du taux d'intérêt de l'euro à un niveau bas. Tous semble donc indiquer qu'il existerait une rupture dans les modèles de transmission qui serait fortement liée au changement de régime monétaire.

3.3 La transmission sur le taux des crédits à moyen et long terme aux entreprises

Le taux N5 est le taux des crédits à moyen et long terme aux entreprises sauf dans le cas de la Finlande où l'ensemble des crédits aux entreprises est confondu. L'analyse de ce taux permet d'établir une comparaison directe avec la transmission sur le taux à court terme N4. En outre, ce taux reste souvent bien cointégré avec le taux directeur, ce qui conforte les résultats obtenus.

La démarche pour l'estimation des régressions glissantes est toujours la même de façon à avoir un modèle identique avec les autres taux afin de ne pas biaiser la comparaison. Ainsi, le modèle garde le même nombre de retards avec $k^*= 2$ et $n^*= 2$.

Encore une fois, ce sont les réponses à 12 mois qui restent les plus pertinentes pour la comparaison. Les niveaux de transmission et les allures des courbes sont toujours très différents entre les pays, ce qui semble confirmer les résultats obtenus sur N4 et N2 en terme d'hétérogénéité des comportements de transmission. Certains pays ont un *pass-through* relativement fort et stable compris entre 0.8 et 0.9 sur l'ensemble de la période (Espagne, Finlande) tandis que d'autres plafonnent autours de 0.6 (France, Allemagne, Irlande). La transmission pour la Grèce suit toujours la même logique avec une augmentation de sont niveau par à-coups successifs tout au long de la période pour finalement se stabiliser à un niveau élevé de 0.8. La Belgique contraste fortement avec les résultats obtenus précédemment sur N4 avec une différence de niveau de transmission impressionnante ; on passe d'un *pass-*

[19] Surtout les réponses à 3, 6 et 12 mois. A partir de la seconde moitié de la décennie, les réponses à 12 mois sont presque toujours identiques aux coefficients de long terme.

[20] Il faut préciser qu'il y a surtout un rapprochement plus rapide des réponses vers l'équilibre de long terme et pas uniquement un rapprochement des réponses intermédiaires. Le processus suit ces deux dynamiques complémentaires : une meilleure qualité de la relation de cointégration entre les taux accompagnée d'un accroissement de la vitesse.

through proche de l'unité pour N4 à moins de 0.4 pour N5. En dehors de la Grèce et de la Belgique, les variations restent relativement stables au cours de la période d'estimation. Les niveaux de transmission sont presque identiques (parfois très légèrement inférieurs) sauf pour la Belgique pour laquelle la différences est très marquée. Seule une comparaison plus détaillée entre les taux permettrait d'affirmer une meilleure transmission pour les taux à court terme.

Le taux N5 ne fait pas exception quant à la présence d'une amélioration de la réactivité à partir de la moitié de la décennie. Le processus de rapprochement des niveaux de réponses est assez marqué. Ce phénomène est très visible pour la France, l'Espagne, l'Irlande et la Finlande.

3.4 La transmission sur le taux des crédits à la consommation

Le taux N3 est le taux des crédits à la consommation. Par conséquent, il s'agit d'un taux qui s'applique pour des crédits aux ménages sur le court terme alors que le taux N2 des crédits à l'immobilier s'applique à des crédits à échéance relativement longue voire très longue (plus de 10 ans).

Le problème majeur quant à l'estimation de la transmission vient du manque de donnée sur la période 1990 / 2004. Certains pays n'ayant pas de statistiques relatives au taux sur le crédit à la consommation avant 2003 et l'harmonisation des statistiques bancaires européennes. Il faut alors envisager de conduire l'analyse avec un nombre beaucoup plus restreint de pays par rapport à ce qu'il était possible d'obtenir sur les autres taux bancaires. Ainsi, seuls l'Allemagne, la Belgique, la France, l'Espagne, le Portugal, l'Autriche et la Finlande sont présents dans l'échantillon, ce qui ramène l'analyse à 7 pays sur 12.

En dehors de ce manque d'information, il n'y a pas de problème d'estimation et les taux sont assez bien cointégrés. Le modèle utilisé est toujours le même ; il s'agit d'un modèle à correction d'erreur avec $k^*= 2$ et $n^*= 2$.

Les réponses à 12 mois permettent d'isoler l'Allemagne et la France qui ont des niveaux très faibles de transmission sur l'ensemble de la période de l'ordre de 0.4. L'évolution des réponses depuis le début des années 1990 suggère même une diminution de ce niveau de transmission qui passe d'environ 0.5 en 1990 pour finalement se réduire et se stabiliser à partir de 1996 entre 0.2 et 0.3 pour l'Allemagne. La France suit la même dynamique avec un niveaux légèrement supérieur. La Belgique, l'Autriche et le Portugal semblent eux aussi se stabiliser pendant la seconde moitié de la décennie à un niveau proche de 0.4. L'Espagne et la Finlande font exception avec des niveaux plus élevés et une moyenne sur la période comprise entre 0.8 et 0.9 mais les évolutions entre les deux pays restent très différentes ; alors que le niveau de transmission de l'Espagne diminue à partir de 1996, celui de la Finlande augmente sur l'ensemble de la période. La Finlande semble d'ailleurs être le seul pays pour lequel la transmission s'améliore.

Tout comme pour les autres taux, on peut noter la présence d'un rapprochement des réponses à partir des années 1996 et 1997. Le phénomène est moins visible mais reste néanmoins assez marqué pour la France et l'Espagne ; il est accompagné d'une très nette amélioration de la relation de cointégration pour le Portugal et la Finlande.

3.5 La transmission sur le taux de rémunération des dépôts

Jusqu'à présent, l'analyse s'est focalisée essentiellement sur les taux débiteurs. Néanmoins, il est possible de l'étendre aux taux créditeurs.

Le taux N8 est le taux de rémunération des dépôts bancaires. Il est le taux créditeur qui permet le plus de comparaison au niveau de la zone euro car les données sont disponibles pour la plupart des pays même si les durées auxquelles les taux se rapportent sont variables. Certains pays disposent de statistiques relatives à des taux à échéances différentes. Dans le cadre de la comparaison, les résultats rapportés sont ceux des taux ayant l'échéance la plus longue.

Les graphiques laissent apparaître que les réponses à 12 mois sont très stables pour l'Allemagne, la Belgique, l'Espagne et les Pays-Bas sur toute la période d'estimation. Les tests de stabilité des modèles confirment la stabilité pour ces pays. Il est néanmoins possible de noter la présence d'une légère diminution dans les niveaux de réponse à partir de 1995 pour la Belgique, l'Espagne, les Pays-Bas, l'Italie et le Portugal. Il semble que l'estimation par la cointégration ne soit pas possible pour la Finlande à partir de 1996 avec la présence possible de non-corrélation. En effet, le fait que la transmission soit très mauvaise et que les taux créditeurs varient de manière autonome sans se soucier des variations des taux directeurs pour la Finlande semblent indiquer que la relation de cointégration entre les taux n'est pas viable sur cette période. Cette hypothèse se vérifie parfaitement lorsque l'on compare les évolutions du taux directeur et du taux N8 pour la Finlande ; les deux taux semblent très peu corrélés. Dans l'ensemble, les niveaux des réponses sont compris entre 0.5 et 0.8 ce qui suggère une viscosité relativement importante des taux appliqués aux dépôts bancaires. Ce dernier point vient conforter la théorie avec une viscosité à la baisse qui devrait être plus importante sur les taux créditeurs que sur les taux débiteurs si la concurrence est imparfaite sur le marché bancaire. Cette hypothèse pourrait être vérifiée dans le cadre d'une analyse de l'asymétrie de signe sur le *pass-through* qui fait l'objet de la quatrième partie.

Le processus de rapprochement des réponses est assez marqué à des dates différentes selon le pays : Belgique et Espagne (1993), Portugal (1995), Allemagne(1996), Italie (1997), Grèce (1998). Encore une fois, la hausse de la réactivité touche la Grèce en dernier, ce qui laisse penser que ce phénomène est induit en partie par la mise en place de la zone euro et par la baisse de volatilité des taux qui en résulte. D'une manière générale, le coefficient de vitesse tend à augmenter pour tous les pays et pour tous les taux dans les dernières années d'estimation des régressions glissantes. Ce résultat est en faveur d'une meilleure relation de cointégration entre les taux et vient conforter l'hypothèse d'une amélioration de la réactivité.

Ainsi, on constate un rapprochement des réponses pour la majorité des pays et pour l'ensemble des taux utilisés dans l'estimation du *pass-through*. Les fonctions de réaction aux chocs induits dans les modèles se sont donc améliorées en rapidité depuis le début des années 1990. Dans la majorité des cas, cette dynamique va de paire avec la mise en place de la zone euro. Le retard de la Grèce est particulièrement intéressant puisqu'il suggère que cette hausse de la réactivité est fortement corrélée avec son adoption tardive de la monnaie unique. Ces évolutions des comportements de transmission sont probablement liés à la diminution de la volatilité et des niveaux des taux d'intérêt[21]. En effet, il est difficilement concevable que ce

[21] Cette hypothèse n'est cependant pas vérifiable dans notre cadre d'analyse. Pour y parvenir, l'utilisation d'une estimation du *pass-through* à l'aide d'un panel est nécessaire.

changement de dynamique ait été totalement neutre sur le *pass-through*. Par conséquent, il est nécessaire de se pencher sur la stabilité des modèles de transmission afin de mettre en évidence la présence ou non d'une réelle rupture entre les deux sous-périodes. Si le changement de dynamique des taux d'intérêt directeurs est responsable d'une rupture dans les modèles de transmission, alors il sera possible de conclure que la nouvelle politique monétaire mise en place suite à l'adoption de l'euro aura eu un impact important sur l'évolution des *pass-through* en Europe. Il s'agit donc de vérifier si les dates de rupture des modèles correspondent avec la mise en place de l'euro. Si tel est le cas, ceci viendrait conforter l'hypothèse selon laquelle le changement de dynamique des taux directeurs et leur convergence seraient des facteurs qui pourraient avoir fortement influencé les comportements de transmission au cours des années 1990. Enfin, la question se pose de savoir si cette politique unique agit de manière homogène sur la transmission des taux d'intérêt dans les différents pays. Il est en effet concevable que la présence d'asymétries puisse fausser l'homogénéité de la politique monétaire par des comportements de transmission des taux bancaires différents selon les pays.

3.6 Transmission et tests de stabilité

Dans la majorité des cas, les fonctions de réponse ne sont pas stables. Il est souvent possible d'observer des variations importantes des niveaux de réponse et de dissocier une rupture dans les comportements de transmission entre deux sous-périodes.

Nous avons pu constater précédemment que la transmission s'améliorait en rapidité pour beaucoup de pays à partir d'un point précis dont la date reste variable selon le pays et selon le taux considéré. Cependant, si la rapidité du *pass-through* semble s'être améliorée, il n'en est pas forcément de même pour le niveau du *pass-through* qui semble même avoir diminué dans beaucoup de pays au cours de la décennie. Il se pourrait donc qu'il n'existe pas de lien entre la vitesse du *pass-through* et son niveau. En effet, le coefficient de vitesse augmente presque dans tout les cas alors que l'évolution du niveau de transmission est variable. La hausse du coefficient de vitesse[22] permet juste de montrer qu'il existe une amélioration de la relation de cointégration entre les taux directeurs et les taux bancaires dans la période récente, ce qui implique dans la plupart des cas une hausse de la réactivité ; elle ne permet pas de montrer la présence éventuelle d'une augmentation du niveau de *pass-through*.

Tous ces éléments semblent indiquer que les modèles ne sont pas stables dans le temps et qu'il existe probablement une rupture entre deux sous-périodes sur les quatorze années d'estimation. Pour essayer de faire apparaître ces points de changement de tendance, deux tests de stabilité sont envisagés : un test de CHOW et un test de BAI PERRON. Ces tests permettent de déterminer la présence de points de rupture dans le modèle ainsi que les dates qui s'y rapportent.

Le modèle testé reste le même que celui utilisé dans les régressions glissantes avec deux retards sur chaque variable. Il est testé sur l'ensemble de la période (de 1990 :01 à 2003 :09 au maximum) pour pouvoir déterminer la présence d'éventuels points de rupture. Les résultats sont rapportés dans le tableau suivant :

[22] Cette hausse du coefficient de vitesse va de paire avec une plus grande significativité du paramètre estimé.

		BAI PERRON		CHOW
		Best 1 breakpoint	**Best 2 breakpoints**	
N4	Belgique	1994/02	1994/02 - 1996/02	1994/03 ***
	Allemagne			1992/12 **
	Grèce	1993/12	1993/12 - 1997/09	1994/01 ***
	Espagne			1993/03 *
	France	1995/06	1993/06 - 1995/06	1995/07 ***
	Irlande	1998/09	1992/09 - 1998/09	1998/10 **
	Italie	1992/12	1992/12 - 1996/06	1993/01 ***
	Portugal			1993/09 ***
	Pays-Bas	1999/03	1994/10 - 1999/03	1999/04 ***
	Autriche			1998/10 *
N2	Belgique	1993/01	1993/01 - 1995/01	1993/02 ***
	Allemagne			1999/09 ***
	Espagne			1993/09 ***
	France	1998/03	1993/09 - 1998/03	1998/04 **
	Irlande	1999/08	1997/01 - 1999/08	1999/09 ***
	Italie	1997/10	1997/10 - 1999/01	1997/11 *
	Portugal	1993/02	1993/02 - 1999/09	1993/03 ***
	Pays-Bas	1994/02	1994/02 - 1997/05	stable
	Autriche			stable
	Finlande	1992/12	1992/12 - 2000/09	1992/12 ***
N5	Belgique	1993/09	1993/09 - 1997/03	1993/10 *
	Allemagne			1999/10 *
	Grèce	1995/02	1995/01 - 1998/01	1995/03 ***
	Espagne			1992/08 *
	France	1996/12	1996/12 - 1998/12	1997/01 ***
	Irlande	1998/06	1993/10 - 1998/06	1998/07 ***
	Italie	1997/05	1997/05 - 1999/07	1997/06 ***
	Portugal			1996/09 *
	Finlande	1992/08	1993/04 - 1996/04	1992/09 ***
N3	Belgique	1995/12	1995/12 - 1998/12	1996/01 ***
	Allemagne			1992/09 ***
	Espagne			1996/11 **
	France	1993/12	1993/12 - 1998/03	1994/01 ***
	Portugal	1993/08	1993/11 - 1997/12	1991/08 ***
	Autriche			1998/08 *
	Finlande	1992/11	1992/12 - 1996/01	1992/12 ***
N8	Belgique	1993/08	1993/08 - 1999/02	1993/09 ***
	Allemagne 81			1999/10 ***
	Allemagne 82			1992/09 ***
	Grèce	1994/02	1993/11 - 1996/11	1994/03 ***
	Espagne			1995/01 ***
	Italie	1996/12	1996/12 - 1998/05	1996/12 **
	Portugal 81			1994/05 ***
	Portugal 82			1994/12 ***
	Pays-Bas 81	1993/02	1993/02 - 2000/01	1991/05 *
	Pays-Bas 82	1993/02	1994/02 - 1996/05	Stable
	Autriche			Stable
	Finlande	2000/03	1998/06 - 2000/03	2000/04 ***

Tableau 1 : Résultats des tests de stabilité

Le test de BAI PERRON permet de déterminer plusieurs points de rupture contrairement au test de CHOW classique qui dégage la date où la statistique F est maximale. Les résultats sont donc présentés en deux colonnes pour le test de BAI PERRON avec une colonne pour le meilleur unique point de rupture et une colonne pour les deux meilleurs points de rupture. Le nombre d'étoiles pour le test de CHOW indique le niveau de significativité[23] de la statistique F. Les dates ne sont pas reportées lorsque le test de BAI PERRON ne parvient pas à déterminer de rupture, ce qui signifie souvent que le modèle est stable.

Les tests de stabilité indiquent la présence de nombreux points de rupture, ce qui montre que les coefficients sont souvent instables. Ce résultat n'a rien de surprenant et vient confirmer ce qui apparaissait graphiquement dans les évolutions des coefficients sur fenêtre glissante. L'évolution de la transmission n'est pas stable, elle évolue fortement au cours de la décennie dans presque tous les pays et pour tous les taux. Une approche de l'estimation sur plusieurs sous-périodes est donc justifiée.

Il est intéressant de constater que les dates de retournement sont variables. Là où le test de CHOW est limité, le test de BAI PERRON permet de dégager plusieurs points de retournements s'ils existent. Les dates qui se rapportent à ces points sont présentées dans la seconde colonne. Le deuxième point de retournement est presque toujours compris entre 1996 et 1999 (très souvent en 1998). Il est donc possible que cette instabilité corresponde au moins en partie avec la mise en place de l'Euro durant cette période.

Certains pays montrent néanmoins peu d'instabilité au cours de la période ; c'est le cas de l'Allemagne, de l'Espagne, du Portugal et de l'Autriche.

3.7 Une comparaison plus approfondie entre les taux

D'après les résultats obtenus sur les régressions glissantes et sur les estimations fixes, des disparités importantes dans la qualité de la transmission subsistent entre les différents pays regroupés dans cette analyse. Des disparités peuvent non seulement exister entre les pays, mais elles peuvent aussi apparaître entre les différents taux considérés. Ainsi, la transmission peut être meilleure sur certains taux qui présentent généralement moins de viscosité que d'autres et ceci indépendamment du pays considéré.

En observant les estimations fixes[24] sur l'ensemble de la période (graphique 5), il semble en effet que pour un pays donné les niveaux de *pass-through* soient variables en fonction du taux bancaire. Ce constat est confirmé par les résultats obtenus sur les séries de coefficients glissants. Ainsi, la transmission semble meilleure pour N4 par rapport à N5 comme pouvaient le laisser penser les estimations sur fenêtre glissante. A l'exception du Portugal, la transmission sur les taux des prêts à court terme est supérieure ou égale en niveau à celle des taux sur les prêts à long terme. L'estimation sur périodes fixes vient confirmer l'importance du décalage observé précédemment entre N4 et N5 pour la Belgique. La différence est très

[23] *** indique une probabilité à 1 pour mille
** indique une probabilité à 1%
* indique une probabilité à 5%

[24] Les résultats regroupés par pays sont présentés dans les graphiques 5, 6 et 7.

marquée, surtout pour la période euro avec une augmentation très forte du niveau de N4 ; on passe de 0.67 à 0.99, soit presque l'unité, entre les deux périodes tandis que le niveau de N5 stagne. Les différences sont moins impressionnantes pour les autres pays en dehors du Portugal dont les niveaux de transmission tendent à s'équilibrer dans la période récente avec une transmission sur N4 qui rattrape le niveau de N5. Ce rattrapage est spectaculaire ; on passe de 0.31 à 0.84 sur les estimations fixes sur deux périodes. Il faut néanmoins apporter un bémol à ce constat puisque les régressions glissantes apportent une précision supplémentaire sur la transmission de N4 au Portugal. En effet, le niveau est très élevé en 1997 puis diminue et retombe à sont niveau moyen à partir de 1999 : de ce fait, l'estimation de la période euro doit être faussée par cette importante variation. Il est néanmoins intéressant de constater que la dynamique des régressions glissantes sur N5 est sensiblement identique et qu'il y a peu d'écart à constater sur les estimations sur périodes fixes. Ceci vient confirme le fait que les régressions glissantes apportent beaucoup plus d'informations et de précisions sur l'évolution du *pass-through* que dans le cadre d'une analyse classique sur plusieurs périodes.

D'un point de vu théorique, le fait d'obtenir le plus souvent une meilleure réaction sur les taux à court terme n'a rien de surprenant. Ce comportement de transmission sur les taux bancaires semble indiquer que les banques sont contraintes par la relation singulière qu'elles entretiennent à long terme avec leur clientèle. Il est alors possible que le *pass-through* soit plus large et plus rapide sur les taux des crédits à court terme que sur les taux des crédits à moyen et long terme. Cela va dépendre du fait que la banque privilégie ou non la relation de long terme avec l'emprunteur. En effet, si la banque veut maintenir une relation de long terme avec son client, elle risque de ne pas pouvoir adapter son taux facilement car celui-ci s'inscrit alors dans une négociation de long terme et est, par conséquent, plus rigide à la hausse. La banque fournit ici à l'emprunteur, averse au risque, une sorte d'assurance implicite sur les taux du crédit en le garantissant contre les variations du taux d'intérêt du marché monétaire. Elle lisse ces variations de taux pour protéger l'emprunteur contre ce risque dans le cadre d'une relation privilégiée avec son client afin de le fidéliser sur le long terme. Ce cas de figure semble correspondre aux résultats obtenus dans notre analyse puisque le relation singulière du crédit apporterait alors une justification théorique à une moins bonne transmission sur les taux à échéance longue. Si, au contraire, la banque pratique une stratégie de court terme dont le but est de maximiser son profit le plus rapidement possible, alors il se peut que la relation de long terme avec son client soit négligée par rapport au profit à court terme. La banque peut alors répercuter plus facilement les variations du taux monétaire sur les taux de ses crédits pour maintenir ou augmenter sa marge de profit. Le crédit à court terme est à priori plus concerné par ce type de comportement, ce qui justifierait une moindre viscosité à court terme. Cependant, ceci n'est pas toujours le cas. En effet, la banque peut avoir comme stratégie le renouvellement de ce contrat de prêt à court terme. Dans ce cas, on parle de crédit à court terme qui s'inscrit dans une relation de long terme. La banque ne peut alors probablement pas adapter ses taux d'intérêt comme elle le souhaiterait car elle doit faire des concessions en privilégiant la relation de long terme. Par conséquent, la banque est contrainte de lisser les variations du taux d'intérêt du marché monétaire aussi bien sur les taux à court terme qu'à long terme, ce qui implique plus de viscosité des taux dans les deux cas.

En continuant la comparaison entre les taux, on s'aperçoit que généralement la transmission sur les taux des crédits à l'immobilier N2 est souvent inférieure par rapport aux taux des crédits aux entreprises. Ce constat est à remettre en question sur la période euro qui est marquée par une forte augmentation du niveau de N2 dans certains des pays (Belgique, Allemagne, France, Portugal, Finlande et Pays-Bas) et par le rattrapage au niveau des autres taux. Les disparités entre les pays sur le niveau du taux des crédits à l'immobilier semblent

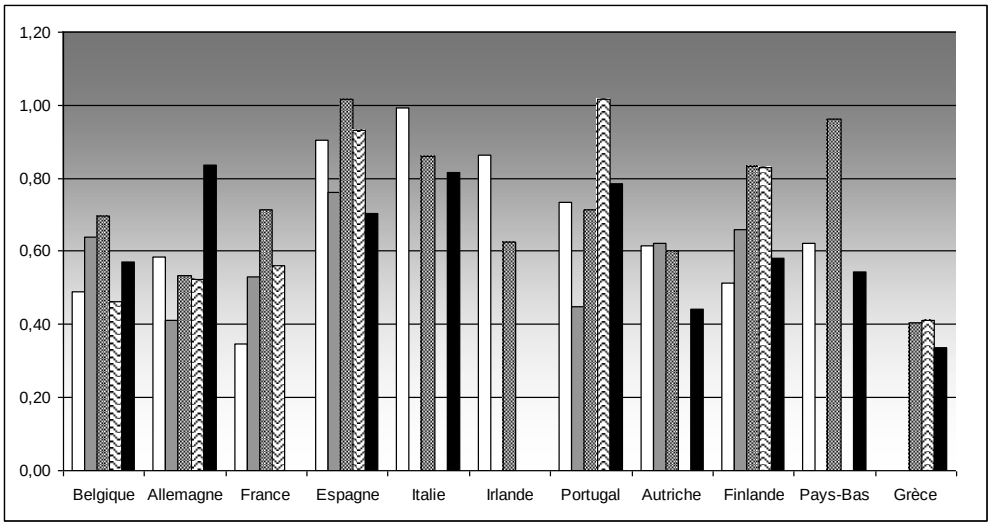
avoir diminuées. Ce constat de l'analyse sur périodes fixes est confirmé par les évolutions des coefficients sur les régressions glissantes; il semble que les niveaux de réponse tendent à se rapprocher entre les pays et à se stabiliser à partir de 1997.

Les taux sur les dépôts présentent généralement plus de viscosité par rapport aux taux sur les crédits aux entreprises quelle que soit la période observée. Toutefois, la transmission reste souvent meilleure que celle des taux des crédits aux particuliers (N2 et N3). Il faut noter la forte diminution du niveau du *pass-through* sur N8 entre les deux sous-périodes pour la Finlande qui se retrouve avec des taux sur les dépôts totalement inertes aux variations du taux directeur. L'analyse sur périodes fixe permet de confirmer la très mauvaise transmission constatée pour la Finlande sur régressions glissantes.

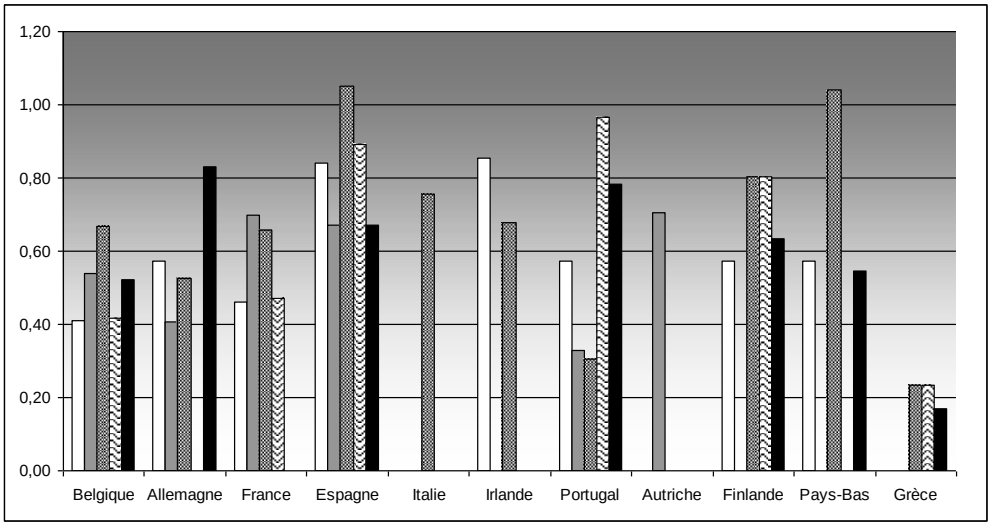
Le manque de données disponibles sur les taux des crédits à consommation ne permet pas d'obtenir une analyse exhaustive de l'évolution de la transmission sur N3. Cependant, les quelques résultats obtenus montrent une plus grande viscosité de ce taux par rapport aux autres. Cette viscosité vient peut-être de la présence d'un spread généralement plus élevé sur ce taux, ce qui impliquerait une plus grande souplesse d'adaptation en ajustant le spread en fonction des variations du taux directeur.

Enfin, on peut noter la présence d'un phénomène d'atténuation des disparités dans les niveaux de transmission entre taux d'un même pays (Espagne, Portugal, Finlande) à partir de la période euro.

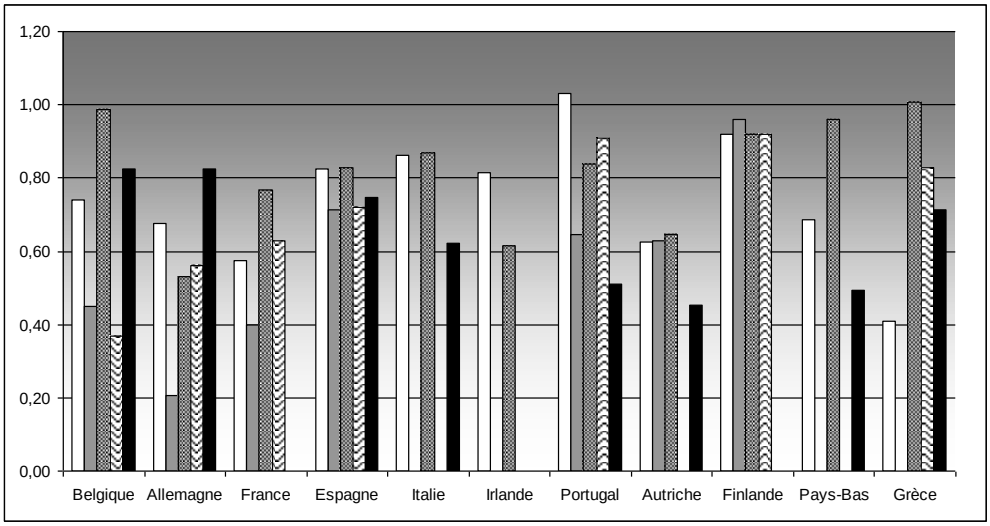
Ainsi, cette extension de l'approche de Toolsema, Sturm et Haan (2002) à permis d'étendre l'analyse à un maximum de pays et de taux. Les résultats des régressions glissantes ne permettent pas de mettre en évidence une convergence dans les niveaux de réponses mais font ressortir la présence d'une amélioration de la réactivité dans la plupart des cas. Cette amélioration semble coïncider avec la convergence des taux directeurs et la diminution de la volatilité qui en découle, comme peuvent le suggérer les tests de stabilité. L'analyse du *pass-through* sur périodes fixes vient confirmer les résultats obtenus sur les régressions glissantes mais permet d'obtenir une meilleure lisibilité pour comparer les taux. Il semble que les disparités des niveaux de transmission entre les taux se soient légèrement atténuées entre les deux sous-périodes d'estimation. La transmission semble s'être amélioré en réactivité aux chocs mais aucune conclusion n'est possible pour les niveaux. Pour avoir une vision d'ensemble des mécanismes de transmission, il reste à étudier les asymétries à l'aide de modèles à plusieurs régimes. L'utilisation de ces modèles est développée dans une quatrième partie.



Graphique 5 : Réponses à 12 mois sur période fixe (1990 à 2004)



Graphique 6 : Réponses à 12 mois sur période fixe (1990 à 1997)



Graphique 7 : Réponses à 12 mois sur période fixe (1998 à 2004)

N2 N3 N4 N5 N8

4 Présence d'asymétries dans les comportements de transmission

L'utilisation de modèles asymétriques permet de dévoiler un certain nombre de comportements dans les dynamiques de transmission qui ne peuvent pas être mis en évidence à l'aide d'un modèle symétrique comme celui utilisé précédemment. D'après les travaux développés par Sanders et Kleimeier (2004), le *pass-through* peut être mesuré à l'aide de modèles à seuil qui permettent de dégager des effets asymétriques non négligeables. En effet, la transmission des taux d'intérêt peut être influencée par le signe et par l'importance des variations des taux directeurs. Ces deux effets ne pouvaient pas ressortir avec le modèle à correction d'erreur classique utilisé précédemment.

Pour faire apparaître ces comportements, plusieurs modèles ont été construits: un modèle permettant de comparer la transmission en fonction du signe des variations (*sign asymmetry*) et des modèles permettant de comparer la transmission en fonction de l'ampleur des variations (*size asymmetry*). Ces modèles sont des modèles à correction d'erreur avec un seuil qui permet de dissocier deux régimes sur la variable exogène.

4.1 Présentation des modèles

Le premier modèle est un modèle à seuil dont le changement de régime s'effectue en fonction du signe des variations du taux directeur. A l'aide d'une variable indicatrice, la variable exogène est répartie sur deux régimes, d'un côté les variations positives et de l'autre les variations négatives. Ce modèle permet de mesurer la transmission dans ces deux régimes distincts et de pouvoir faire ressortir les différences entre un *pass-through* à la hausse (augmentation du taux directeur) et un *pass-through* à la baisse (diminution du taux directeur). Le seuil utilisé ici est donc 0. La technique utilisée pour obtenir les réponses sur plusieurs mois consiste à simuler une augmentation dans le cadre du régime positif ou une diminution dans le cadre du régime négatif. Cette variation est de 1 point sur le taux du marché monétaire dans les deux cas. La simulation se fait après avoir préalablement estimé le modèle et les coefficients affectés à chacun des régimes. Il est alors possible d'observer les réponses sur le taux bancaire au cours du temps dans le cadre de chaque régime. Les différences obtenues entre les réponses de chaque régime permettent de construire une variable appelée distorsion qui fait ressortir l'importance de l'asymétrie. La distorsion est la différence entre la réponse obtenue par simulation avec le régime positif et la réponse obtenue par simulation avec le régime négatif. Ainsi, si la distorsion est positive, cela signifie que la transmission est plus forte en présence de chocs positifs, ce qui indique la présence d'une viscosité plus importante à la baisse ou de surréaction des taux bancaires à la hausse. A l'inverse, si la distorsion est négative, cela signifie que la transmission est plus forte en présence de chocs négatifs ce qui dénote la présence de viscosité plus importante à la hausse ou de surréaction de la transmission à la baisse. Cette variable diminue progressivement après le choc puisque le modèle possède une force de rappel qui ramène les coefficients vers leur niveau de long terme quel que soit le régime. Ainsi, lorsque le choc est éloigné dans le temps, les effets de l'asymétrie sont de moins en moins perceptibles ce qui semble être une hypothèse réaliste dans un contexte où la propagation des effets des chocs est forte et rapide à court terme et tend à s'estomper avec le temps. Ce résultat est lié à la construction du modèle

avec un régime unique pour la variable de rappel, ce qui permet de réduire les effets de l'asymétrie sur le long terme et de voir dans quelle mesure la force de rappel agit sur la diminution des asymétries. Pour obtenir un effet continu de l'asymétrie sur le long terme, il est néanmoins possible d'utiliser une version à seuil du modèle standard de calcul du *pass-through*[25]. Les résultats obtenus sur la distorsion restent proches de ceux obtenus à partir du modèle avec force de rappel mais sans l'effet du retour à l'équilibre de long terme.

Le second modèle est un modèle à seuil qui évolue en en fonction de l'importance des variations. La variable indicatrice utilisée ici permet de répartir la variable exogène entre deux régimes avec les variations de faible ampleur d'un côté et les variations de forte amplitude de l'autre. Ainsi, il est possible de dissocier l'influence des mouvements de faible intensité de l'influence des mouvements plus violents sur la transmission des taux d'intérêt. La valeur du seuil est dans un premier temps fixée arbitrairement à 0.1 point de variation en valeur absolue afin d'obtenir un modèle homogène pour tous les pays. Ce seuil de 0.1 permet d'obtenir des régimes avec un nombre de données équilibré (entre 40% et 60% des données selon le régime considéré sur la période euro). La simulation du modèle est utilisée pour obtenir les réponses sur plusieurs mois dans les deux régimes. La variation simulée est de 1 point dans le cadre du régime haut et de 0,1 point dans le cadre du régime bas[26]. Dans le cadre de ce modèle, la distorsion est la différence entre les réponses obtenues sur le régime de hautes fréquences et les réponses obtenues sur le régime de basses fréquences. Ainsi, si la distorsion est positive, cela signifie que la transmission est plus élevée lorsque les chocs sont supérieurs au seuil en valeur absolue ce qui montre la présence de plus de viscosité dans le *pass-through* lorsque les chocs sont de faible amplitude ou la présence de surréaction des taux lorsque les chocs sont plus violents (la réaction est proportionnellement plus importante lorsque le choc dépasse la valeur absolue du seuil). A l'inverse, si la distorsion est négative, cela signifie que la transmission est plus élevée lorsque les chocs sont inférieurs au seuil en valeur absolue et donc qu'il existe plus de viscosité lorsque les chocs sont de forte amplitude (la réaction est proportionnellement moins importante lorsque le choc dépasse la valeur absolue du seuil).

Des modèles à seuil ont déjà été utilisés pour la mesure du *pass-through*. Néanmoins, ils n'ont jamais été utilisés dans le cadre de régressions glissantes à notre connaissance. L'utilisation de cette technique sur ces modèles permet de suivre l'évolution de ces effets dans le temps s'ils existent.

Equations du modèle à seuil :

$$(1)\ L_t = \theta_0 + \theta M_t + u_t$$

$$(2)\ \Delta L_t = \delta + \sum_{i=1}^{3} \beta_{L,i} \Delta L_{t-i} + I_t \sum_{i=0}^{1} \alpha_{M,i} \Delta M_{t-i} + (1 - I_t) \sum_{i=0}^{1} \lambda_{M,i} \Delta M_{t-i} + \gamma ECT_{t-1} + \varepsilon_t$$

[25] Ce modèle est utilisé pour permettre de faire une vérification sur l'évolution des asymétries observées dans le premier modèle.

[26] Les réponses obtenues sont divisées par la valeur du seuil (ici multipliées par 10) pour rester proportionnelles à l'augmentation de 1 point dans le cadre du régime de haute fréquence.

Valeur de la variable indicatrice en fonction de l'asymétrie recherchée :

$$(1) \quad I_t = 1 \quad if \quad \Delta M_t > 0 \quad else \quad 0$$

$$(2) \quad I_t = 1 \quad if \quad \Delta M_t > Seuil \quad else \quad 0$$

L'équation (1) est l'équation de long terme du modèle à correction d'erreur qui permet d'obtenir le terme des résidus ECT_{t-1} dans la spécification du modèle à seuil donnée par l'équation (2). I_t est la variable indicatrice (*dummie*) qui permet de dissocier les deux régimes dans chaque modèle. La variable indicatrice (1) est utilisée pour le modèle à seuil avec asymétrie de signe alors que la variable indicatrice (2) est utilisée pour calculer l'asymétrie dans l'ampleur des variations. La constante δ, le terme des résidus ECT_{t-1} et les termes endogènes fonctionnent sur un seul régime afin de simplifier le modèle; seuls les termes exogènes M fonctionnent sur deux régimes. La spécification des retards est de 1 pour la variable exogène et de 3 pour l'endogène. Ce nombre de retards permet d'obtenir des résultats plus stables que dans le cadre d'un modèle k=2 et n=2.

Il aurait été possible de faire fonctionner l'ensemble des variables sur deux régimes. Cependant, l'objectif recherché est de révéler la présence de comportements asymétriques s'ils existent, ce qui ne nécessite pas l'obligation d'isoler deux régimes purs dans les modèles. En effet, le simple fait de ne faire basculer que le taux directeur sur deux régimes permet de faire apparaître ces asymétries. De plus, cette spécification rend le modèle plus simple et plus compréhensible et facilite l'utilisation des simulations avec des résultats qui restent très proches. Par ailleurs, il a été jugé plus pertinent de n'utiliser un seuil que sur la variable exogène afin de n'obtenir que l'effet asymétrique du taux du marché monétaire sans être parasité par la présence possible avec les autres variables endogènes (résidus de l'équation de long terme et retards sur l'endogène) d'autres comportements asymétriques qui auraient pu être pris en compte dans le cadre de modèles à plus de deux régimes.

Une limite à l'utilisation de ces modèles pour les régressions glissantes apparaît néanmoins du fait que le nombre de données dans chaque régime varie en fonction de la fenêtre d'estimation. Pour chaque plage de données de la régression glissante, le nombre de données disponibles dans chaque régime a été calculé ainsi que le pourcentage qu'il représente. Ainsi, certaines plages peuvent avoir des régimes très déséquilibrés. Ce constat s'applique en particulier au modèle qui rend compte de l'asymétrie sur l'ampleur des variations. En effet, il est aisément remarquable en regardant l'allure de la courbe des taux d'intérêt que la volatilité est beaucoup plus importante avant les années 1998 et 1999. A partir de la mise en place de l'euro, la volatilité est presque inexistante, ce qui permet d'ailleurs d'émettre l'hypothèse d'une amélioration de la transmission post euro liée à une baisse de l'incertitude et à une diminution des chocs de forte ampleur. Par conséquent, il a été nécessaire d'endogénéiser le choix du seuil dans le second modèle. Le seuil optimal est celui qui permet de minimiser la somme des carrés des résidus tout en comprenant au moins 40% des données dans chaque régime. Cette endogénéisation permet donc d'obtenir des régimes mieux équilibrés ainsi qu'un seuil dynamique lors de l'utilisation des régressions glissantes ce qui garantie d'avoir un seuil adapté au mieux à chaque fenêtre d'estimation. Il est intéressant de constater que le seuil moyen est souvent proche de 0.1. Ce seuil peut être plus élevé dans les périodes de volatilité élevée et tend naturellement à diminuer légèrement dans la période euro avec la réduction de la volatilité des taux. En dehors de cet apport, le modèle est identique au modèle décrit par les équations (1) et (2) utilisé pour l'asymétrie d'amplitude des variations. Seule

l'estimation du seuil est différente puisque celle-ci est adaptée dorénavant en fonction de chaque fenêtre d'estimation.

Enfin, un dernier modèle permet de repérer des asymétries de transmission lorsque la volatilité est plus ou moins élevée. Les modèles d'asymétrie de volatilité et les modèles d'asymétrie d'amplitude sont très liés puisque dans les deux cas ils permettent d'observer les comportements de transmission en fonction de l'ampleur des variations. Il faut donc s'attendre à obtenir des résultats proches. L'intérêt d'utiliser ces modèles, en dehors de pouvoir comparer les résultats des deux approches, est d'avoir une estimation du seuil qui repose sur une variable légèrement différente. En effet, le taux directeur et sa volatilité sont des variables étroitement liées mais la série utilisée dans cette étude est construite différemment. La volatilité est souvent introduite dans le modèle en utilisant les résidus au carré du modèle auto régressif de la variable en question. Ici, la série de volatilité du taux directeur est construite à l'aide d'une série quotidienne du taux à trois mois. Ainsi, la volatilité mensuelle estimée est l'écart-type pour chaque mois. Pour les pays où ces séries quotidiennes de taux d'intérêt ne sont pas disponibles, la volatilité est calculée à partir de la série mensuelle en utilisant le procédé décrit précédemment. C'est notamment le cas pour le Portugal. Ce modèle est très proche du modèle décrit par les équations (1) et (2) avec pour seule différence l'estimation du seuil qui est maintenant dynamique et qui se fait en fonction d'un autre critère pour la séparation des deux régimes.

Ces deux derniers modèles sont plus robustes à l'utilisation des régressions glissantes et permettent, en outre, d'obtenir des résultats plus raffinés que ceux obtenus lorsque le seuil est fixé. Le fait d'endogénéiser l'estimation des seuils permet d'avoir des seuils mieux adaptés à chaque période et d'obtenir des régimes toujours équilibrés ce qui facilite et améliore l'utilisation de modèle à correction d'erreur dans certains cas où il était jusqu'alors très difficile voire impossible d'utiliser la cointégration[27]. En outre, les résultats ont plus de sens lorsque le seuil est adapté puisque l'on obtient alors une meilleure estimation des deux régimes en fonction du contexte de chaque période. On obtient ici un critère relatif puisque le tri des variations se fait relativement en fonction de l'ensemble des autres variations sur chaque période donnée. Même si les résultats sont proches entre le modèle d'amplitude et le modèle de volatilité, l'intérêt d'avoir les deux estimations est de pouvoir vérifier et conforter les résultats relatifs à ce type d'asymétrie.

La première partie de cette analyse est consacrée à l'asymétrie de signe (*sign asymmetry*). L'asymétrie de taille des variations (*size asymmetry*) est l'objet d'une seconde partie. Ces modèles sont uniquement appliqués au taux des crédits à court terme aux entreprises (N4) pour le moment. Une analyse des comportements asymétriques de transmission sera conduite par la suite sur le taux de rémunération des dépôts N8.

4.2 Asymétrie de signe des variations

D'un point de vue théorique, les banques cherchent à maximiser une fonction de profit dans un environnement plus ou moins concurrentiel. Ce postulat permet d'émettre certaines hypothèses sur le comportement des banques lorsque les taux directeurs varient. Dans un environnement très concurrentiel, les marges de manœuvre sont relativement moins

[27] C'est notamment le cas pour la Grèce et le Portugal dans le début des années 1990.

concevables car la pression sur les agents est forte pour garder ou gagner des parts de marché. Dans de telles conditions, les variations à la baisse des taux directeurs doivent être répercutées sur les taux bancaires très rapidement. Il faut donc savoir s'adapter rapidement à la baisse pour rester compétitif. Lorsque les variations sont positives, les agents doivent aussi s'adapter en conséquence pour pouvoir garder un profit théorique nul. Si des marges existent, il est possible de les réduire sans augmenter les taux débiteurs pour rester compétitif en cas de hausse des taux d'intérêt. Ce comportement contribue alors à l'apparition de viscosité dans la transmission puisque la hausse n'est pas appliquée de manière immédiate. Cependant, dans un contexte de concurrence pure et parfaite, ces marges ne peuvent théoriquement pas exister. Dans ce cas de figure, il est donc possible d'envisager que la concurrence permette d'améliorer la qualité du *pass-through*. Néanmoins, le marché bancaire est soumis à une concurrence très imparfaite et, par conséquent, ce contexte théorique ne permet pas d'expliquer les comportements bancaires. Il existe en quelque sorte un biais concurrentiel qui risque de fausser les anticipations. Non seulement ce biais entraîne de la viscosité, mais il créé aussi de l'asymétrie dans le mécanisme de transmission. En effet, si certaines banques ont une influence forte sur le marché[28] et qu'elles peuvent alors influencer les prix, la maximisation de la fonction de profit conduit à l'apparition de marges qui permettent une certaine liberté d'action. Dès lors que des marges existent, ce comportement de maximisation risque d'entraîner de l'asymétrie dans la transmission des taux d'intérêt puisqu'il existe alors une possibilité d'arbitrage entre répercuter les hausses plus fortement que les baisses pour augmenter ces marges ou bien, à l'inverse, répercuter les hausses moins rapidement tout en diminuant les marges pour gagner en compétitivité et en part de marché. Il est possible aussi que certaines banques préfèrent adapter leur taux de manière plus souple (ceci étant rendu possible grâce à la présence de marges) afin de diminuer la variabilité des taux et donc offrir un service à une clientèle averse au risque. Les banques agissant de la sorte permettraient alors de lisser les variations des taux directeurs et, par conséquent, de limiter le risque inhérent à cette variabilité[29]. Dans ce dernier cas de figure, les réactions bancaires n'entraînent pas forcément de l'asymétrie comme précédemment mais créent de la viscosité dans les dynamiques de transmission. La mise en évidence de l'asymétrie de signe permettrait ainsi de refléter certains comportements bancaires liés à l'environnement, qu'il s'agisse de l'état de la concurrence ou de la conjoncture économique dans son ensemble[30].

D'une manière générale, les résultats obtenus sur les régressions glissantes semblent montrer que l'asymétrie de signe est relativement faible à quelques exceptions près. En effet, la distorsion est presque inexistante sur l'ensemble de la période pour certains pays comme notamment la Belgique, l'Espagne et la Finlande. On peut noter néanmoins la présence passagère de perturbations marginales entre les périodes d'estimation 1995/1998 et 1996/1999[31]. Le *pass-through* pour ces pays montre donc relativement peu d'asymétrie de signe se qui suggère que les banques ont un comportement relativement neutre au sens des variations des taux directeurs.

[28] Absence d'atomicité des agents sur le marché bancaire

[29] Le risque de taux est néanmoins moins présent depuis la mise en place de la monnaie unique.

[30] Le rôle de la concurrence ou d'autres facteurs économiques sur la transmission et sur les asymétries ne peut être testé empiriquement qu'avec l'utilisation d'une estimation sur panel.

[31] Ces perturbations coïncident avec la convergence des taux d'intérêt vers le taux unique.

D'autres pays montrent moins de neutralité comme l'Italie (N42), l'Irlande, les Pays-Bas ainsi que la Grèce[32]. Le *pass-through* est légèrement asymétrique en faveur des variations négatives. Cette tendance est discrète mais tend à s'accentuer depuis le début de la décennie de manière souple et linéaire pour l'Italie et l'Irlande. Ce comportement est surprenant. En effet, il est plus aisé de concevoir que les banques cherchent à maximiser leur fonction de profit en répercutant les baisses moins rapidement que les hausses sur les taux débiteurs alors que l'inverse suggèrerait ici que les banques cherchent à profiter des baisses pour augmenter l'attractivité de leur taux d'emprunt, ce qui semble indiquer la présence d'une concurrence sensible sur le marché bancaire.

L'Allemagne et l'Autriche ont la dynamique inverse. L'asymétrie est dès le début de la période d'estimation en faveur des variations négatives et cette tendance tend à diminuer au fur et à mesure jusqu'à sa disparition progressive.

Les deux taux viennent confirmer la présence de viscosité à la baisse (meilleure transmission à la hausse qu'à la baisse) sur le taux du crédit aux entreprises entre 1993 et 1998 pour le Portugal. Cette période qui correspond à la décroissance des taux d'intérêts est directement suivie par une disparition de l'asymétrie. Ce profil singulier des écarts de transmission n'est pas unique. En effet, il est possible de constater des dynamiques similaires pour la France et pour l'Italie avec N41. Ces dynamiques dans les écarts de transmission sont d'autant plus intéressantes qu'elles vont dans le sens de la théorie en indiquant la présence de viscosité à la baisse sur les taux débiteurs. Cette viscosité coïncide, de surcroît, avec une période de baisse du niveau général des taux d'intérêt.

Les différents comportements de transmission peuvent permettre de regrouper les pays par catégories. Un premier groupe peut être composé des pays dont l'asymétrie est anormalement négative et en hausse dans la fin des années 1990. Ce premier groupe est constitué de l'Italie pour N42, l'Irlande, les Pays-Bas, la Grèce mais aussi la Belgique pour N42. Cette première catégorie de pays montre un comportement atypique dans le sens où les asymétries de signes devraient théoriquement être positives si le comportement adopté par les banques correspondait à une maximisation de leur profit par la recherche de l'augmentation des marges bancaires. Dans le cas de ces pays, il semble que les adaptations du marché bancaire n'aient pas permis de marge de manœuvre suffisante pour pouvoir adopter une telle stratégie face au changement de régime monétaire et aux dynamiques des taux directeurs qui en ont résulté. Ceci expliquerait ainsi pourquoi les asymétries qui semblaient presque inexistantes dans la première moitié des années 1990 sont en augmentation à partir de 1995 et seulement à partir de 1999 pour la Grèce. L'Italie pour N41, la France et le Portugal forme une deuxième catégorie de pays dont l'asymétrie est positive durant la période de diminution du niveau des taux d'intérêt puis disparaît dans la période euro. Ces observations vont dans le sens de la théorie et confirment la possibilité d'existence de viscosité à la baisse dans la transmission des taux débiteurs. La disparition de l'asymétrie peut être liée à la fois à la stabilisation des taux d'intérêt et à un raffermissement de la concurrence sur le marché du crédit. Enfin, il est possible de faire une troisième catégorie de pays qui montrent une diminution de l'asymétrie. Ce groupe est composé des pays du second groupe en y ajoutant l'Allemagne et l'Autriche. L'adaptation liée à la mise en place du nouveau régime monétaire aura permis de réduire les asymétries de signe pour ce groupe de pays. L'Espagne est encore une fois un cas à part. L'asymétrie existe probablement comme il est possible de le constater dans le modèle sans

[32] Cette dernière observation retient particulièrement notre attention étant donné que l'apparition de cette asymétrie est beaucoup plus tardive pour la Grèce, ce qui suggère que l'entrée dans la zone euro pourrait en être la cause.

force de rappel mais la qualité du *pass-through* est telle que l'ajustement des déséquilibres est très rapide.

4.3 Asymétrie d'amplitude des variations

Pour les asymétries liées à l'amplitude des variations et à la volatilité des taux, les dynamiques obtenues sur les écarts de transmission des deux modèles restent assez proches entre les différents modèles utilisés. Il semble donc que le mode de sélection des différents régimes dans la construction des modèles importe peu. Qu'il s'agisse de la valeur absolue de la variation du taux directeur ou de sa volatilité, les deux critères sont très liés et permettent de capturer des comportement asymétriques semblables même s'il peut toutefois apparaître de légères différences. Les résultats de ces deux nouveaux modèles restent encore assez proches de ceux obtenus sur le modèle à seuil fixe, mais le fait d'endogénéiser les seuils et de les rendre dynamique permet d'obtenir des observations plus précises, surtout lorsque les périodes d'estimations sortent du cadre ordinaire avec des volatilités très élevées. Dans ce cas, il était fréquent d'avoir des problèmes de cointégration récurrents liés à la sélection des régimes lorsque le seuil était fixé arbitrairement[33].

Le premier constat est l'hétérogénéité des dynamiques asymétriques capturées. En effet, il semble impossible de trouver un profil type qui se retrouverait dans les écarts de transmission d'une majorité de pays. Des comportement similaires se retrouvent certes sur certains d'entre eux mais les groupes restent très différents.

La Belgique et l'Irlande ont un profil similaire avec une transmission meilleure pour les variations de faible amplitude et lorsque la volatilité est plus faible dans les premières années. Cette tendance s'inverse progressivement et change pour une meilleure transmission sur les variations de forte amplitude à partir de 1995. Cette asymétrie persiste jusqu'à la fin de l'estimation. Un deuxième groupe peut être constitué du Portugal, et de la Grèce qui ont des comportements assez proches mais, cette fois, avec des dynamiques contraires à celles constatées pour le premier groupe. Il semble cette fois que la transmission soit légèrement meilleure lorsque les variations sont fortes et lorsque la volatilité est élevée dans le début des années 1990. Cette asymétrie s'inverse autour de 1994 pour finalement disparaître après 1998. L'Italie et l'Autriche voient leur asymétrie passer en faveur des faible variations entre 1996 et 1997. Les Pays-Bas, la Finlande et l'Espagne montrent relativement peut d'asymétrie ; seuls quelques perturbations restent présentes généralement entre 1995 et 1997. Enfin, la France et l'Allemagne ont toutes deux une transmission meilleure en présence de variations de forte amplitude ou de volatilité élevée. Cette asymétrie tend toutefois à s'atténuer sur la fin de l'estimation. Il faut aussi noter la présence d'un retournement pour la France en faveur d'une plus faible volatilité qui coïncide avec les très fortes volatilités enregistrées entre 1993 et 1994. Dans ce cas, il est possible d'émettre l'hypothèse selon laquelle la très forte volatilité serait à l'origine d'une diminution du niveau de transmission.

[33] Ces problèmes étaient notamment très présents pour la France, le Portugal et la Grèce.

4.4 Etude des asymétries sur un taux créditeur

L'étude des asymétries sur un taux créditeur devrait conduire théoriquement à des résultats différents dans le cas où ces effets asymétriques seraient générés par une concurrence imparfaite dans le secteur bancaire.

Les deux derniers modèles à seuils endogènes semblent bien meilleurs pour l'estimation des asymétries d'amplitude. Par conséquent, ils ont été retenus pour l'estimation des asymétries sur le taux de rémunération des dépôts N8. Cette approche double permet de mettre en parallèle les effets asymétriques constatés sur un taux débiteur comme N4 et ceux constatés sur un taux créditeur comme N8. Les effets escomptés peuvent être très différents selon qu'il s'agisse d'un taux débiteur ou créditeur. C'est notamment le cas pour l'asymétrie de signe qui, selon la logique de profitabilité bancaire, devrait être positive pour les taux débiteurs et négatives pour les taux créditeurs. En effet, pour améliorer leurs marges, les banques devraient avoir intérêt à ajuster plus rapidement leur taux débiteur à la hausse d'un côté et ajuster plus rapidement leur taux créditeurs à la baisse de l'autre. Ce décalage permettrait alors d'augmenter les marges bancaires dans la mesure où cela est rendu possible par un relâchement de la concurrence sur le secteur bancaire. En effet, si la concurrence est trop élevée, il est probable que les banques aient des difficultés à mettre en place une telle stratégie. S'il est difficile de mettre en évidence un tel comportement pour les taux débiteur, il semble bien que cette stratégie soit bien plus présente lorsqu'il s'agit de regarder les asymétries de signe associées à N8. En effet, dans la majorité des cas, les ajustements sont meilleurs à la baisse qu'à la hausse, ce qui vient confirmer l'hypothèse de plus de viscosité à la hausse ou, selon le point de vue, d'un ajustement plus rapide à la baisse pour les taux créditeurs.

L'ensemble des pays montrent une asymétrie négative dans des proportions plus ou moins importantes. Cette asymétrie est parfois présente dans le début de la période d'estimation et tend alors à diminuer et même parfois à disparaître. L'Allemagne et les Pays-Bas suivent exactement cette dynamique. L'Espagne, l'Italie et le Portugal pour N82 ont aussi des comportements qui s'y apparentent. L'asymétrie disparaît en générale autour de 1995 pour l'Allemagne et 1996 pour les Pays-Bas et le Portugal pour N82 ; elle disparaît plus tardivement pour l'Espagne et l'Italie.

Des comportements différents sont observables pour la Grèce, l'Autriche et le Portugal pour N81. Dans ce cas, l'asymétrie est très faible durant la première moitié des années 1990 et apparaît entre 1996 et 1998. La Belgique montre peu d'asymétrie. La Finlande ne fait pas exception avec une asymétrie toujours négative mais la transmission reste nulle entre 1996 et 1999. Par conséquent, il est impossible de conclure sur le sens de l'asymétrie sur cette période.

L'analyse des asymétries de signe révèle donc une meilleure transmission à la baisse pour ce taux créditeur. Ce résultat est très intéressant puisqu'il suggère la présence de viscosité à la baisse sur les taux créditeurs comme le propose la théorie de la transmission des taux d'intérêt. Le fait que l'inverse soit moins apparent pour le taux débiteur indique peut-être que le secteur du crédit demeure plus concurrentiel que le secteur des dépôts. Cette hypothèse expliquerait la présence plus marquée de comportements de marge bancaire vis-à-vis de la rémunération des dépôts.

Tout indique la présence d'une asymétrie majoritairement négative, néanmoins, il semble que les tendances soient différentes. Il est par conséquent difficile de conclure sur l'évolution de cette asymétrie au sein de la zone euro ainsi que sur le rôle de la mise en place et du changement de régime monétaire sur ces écarts de transmission.

En ce qui concerne les asymétries liées à l'amplitude des variations et à la volatilité des taux, les comportements sont encore une fois très hétérogènes. Il est de nouveau possible de regrouper l'Allemagne et les Pays-Bas avec une asymétrie en faveur des fortes variations qui dominent dans les premières années pour finalement s'atténuer progressivement. L'asymétrie tend à diminuer aussi pour l'Espagne. L'asymétrie qui était plutôt en faveur des faibles variations pour le Portugal et la Grèce tend à s'inverser sur les dernières années. Plus le seuil décroît et plus les réponses sont bonnes pour les réponses au-dessus du seuil pour la Grèce. L'Italie et l'Autriche suivent la dynamique contraire avec un renversement de l'asymétrie en faveur des faibles variations.

Deux effets peuvent se produire lorsqu'il y a une forte volatilité des taux. On peut avoir soit une bonne réponse sur les fortes variations et beaucoup de rigidité sur les variations de faible intensité ; dans ce cas, il semble que la volatilité ait un effet néfaste sur la transmission des faibles variations avec un ajustement qui ne se fait qu'à partir d'un certain seuil de variation en valeur absolue. Ce phénomène peut être induit par la présence de coûts d'ajustement élevés sur les taux qui peuvent alors limiter la transmission en deçà d'un certain seuil puisque le coût d'ajustement est alors plus important que la perte engendrée par un non-ajustement immédiat. L'incertitude joue là aussi un rôle puisque dans des périodes de forte volatilité, le taux directeur risque de bouger rapidement, ce qui incite à ne pas ajuster le taux si les variations sont faibles et que les coûts de catalogue sont importants. Il n'est alors intéressant d'ajuster le taux que si l'on est sûr que celui-ci va se stabiliser ou si le seuil est dépassé.
La réaction inverse peut cependant se produire. En effet, il peut y avoir au contraire une meilleure transmission sur les faibles variations par rapport aux variations plus importantes. Dans ce cas, on peut penser que la volatilité crée un sentiment d'incertitude tel que toute variation élevée (au-dessus d'un certain seuil) soit perçue comme étant temporaire et ne nécessite donc pas un ajustement immédiat. Il y a encore ici un arbitrage entre les coût de catalogue et les coût engendrés par le non-ajustement. Il semble néanmoins que la réaction à la volatilité puisse être conditionnée par le fait que cette volatilité est plus ou moins forte. Ainsi, si la volatilité est exceptionnellement forte, les changements même temporaires peuvent nécessiter un ajustement rapide du fait que le coût induit par leur non-ajustement est élevé comme dans le premier cas de figure. A l'inverse, si les variations de forte intensité sont plus rares et sont perçues comme étant temporaires, il se peut que l'ajustement ne se fasse pas aussi bien que lorsque les variations sont plus faibles ; nous sommes alors dans un contexte où la volatilité peut être assez forte mais les très fortes variations sont perçues comme étant exceptionnelles et temporaires.

Conclusion

D'après l'ensemble des résultats obtenus, il semble que les évolutions et les niveaux de *pass-through* restent encore très hétérogènes dans la zone euro. Cette première conclusion est en accord avec celles de Mojon (2000) et Toolsema, Sturm et Haan (2002). Ainsi, l'utilisation du taux d'intérêt dans la politique monétaire peut avoir des effets différents sur les taux bancaires selon les pays et les taux considérés. Ces différences dans les comportements de transmission restent très présentes et ce malgré le changement de régime monétaire et la convergence des taux directeurs qui en découle.

La convergence du *pass-through* des taux d'intérêt n'est donc pas clairement établie au sein de la zone euro. Ce résultat est confirmé par l'utilisation des modèles symétriques (standard et à correction d'erreur) pour les niveaux de transmission et leurs évolutions qui restent très différentes malgré la présence d'un taux directeur unique depuis 1999. L'utilisation des modèles asymétriques vient aussi renforcer cette conclusion puisque les asymétries semblent souvent persister aussi bien pour le signe ou l'amplitude des variations. Cette dernière conclusion reste néanmoins à relativiser car ces asymétries tendent à diminuer pour certains pays ou suivent des évolutions similaires.

Malgré ces résultats en faveur d'une certaine disparité, les analyses de la transmission à l'aide de régressions glissantes et sur deux sous-périodes ont permis de révéler une amélioration de la réactivité du *pass-through* pour presque tous les pays et les taux. Les tests de stabilité des modèles ont permis de dégager la présence d'un changement dans les dynamiques de transmission dans la période de transition marquée par la convergence des taux directeurs. Le *pass-through* se serait bien amélioré en terme de réactivité mais, contrairement aux conclusions émises dans les études similaires, notre analyse conduit à émettre des réserves sur une éventuelle amélioration des niveaux de transmission. En effet, les régressions glissantes laissent apparaître des évolutions très contrastés sur les niveaux des réponses.

La vitesse de transmission s'est donc accrue. Ce phénomène est probablement lié au changement de dynamique des taux d'intérêt. La diminution de la volatilité serait le facteur principal de ce changement mais cette hypothèse nécessite d'être confirmé par une estimation sur panel des déterminants du *pass-through*. L'importance de son influence sur la transmission serait variable mais l'incertitude qu'elle représente pourrait parfois limiter la transmission.

Enfin, l'étude des asymétries semblent indiquer la présence de viscosité à la hausse sur le secteur des dépôts. Cependant, il n'est pas possible de mettre en évidence la présence de l'effet inverse escompté sur le secteur des crédit. Ces derniers résultats pourraient indiquer la présence d'une concurrence plus soutenue dans ce secteur.

Bibliographie

Bondt (2002). « Retail Bank Interest Rate Pass-Through: New Evidence at the Euro Area Level », *ECB Working Paper N°136* .

Bredin, Fitzpatrick, Reilly (2001). « Retail Interest Rate Pass-Through: The Irish Experience », *Central Bank of Ireland.*

Cadoret, Durand, Payelle (2006). « The heterogeneous effects of monetary policy in the euro area: a sectoral approach », *Internet Working Paper.*

Cottarelli, Kourelis (1994). « Financial Structure, Bank Lending Rate, and the Transmission Mechanism of Monetary Policy », *IMF Staff Papers 41, No 4.*

Mojon (2000). « Financial Structure and the Interest Rate Channel of ECB Monetary Policy », *ECB Working Paper N°40* .

Toolsema, Sturm, de Haan (2002).« Convergence of Pass-Through from Money Market to Lending Rates in EMU Countries: New evidence », *Internet Working Paper.*

Sander, Kleimeier (2001). « Towards a Single Retail Banking Market? New Evidence from Euroland » *Internet Working Paper.*

Sander, Kleimeier (2002). « European Financial Market Integration: Evidence on the Emergence of a Single Eurozone Retail Banking Interest », *Internet Working Paper.*

Sander, Kleimeier (2004). « Interest Rate Pass-Through in an Enlarged Europe: The Role of Banking Market Structure for Monetary Policy Transmission in Transition Countries », *Internet Working Paper.*

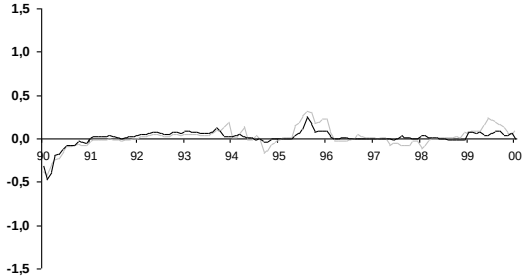
Sander, Kleimeier (2004). « Convergence in Euro Zone Retail Banking? », *Internet Working Paper.*

Annexes

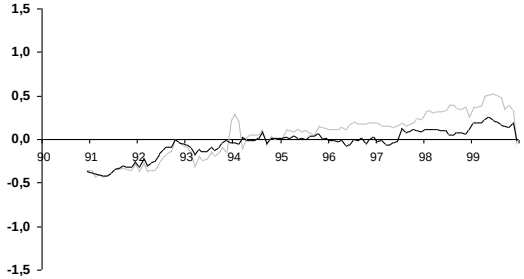
Les graphiques suivants représentent les distorsions des effets asymétriques ou bout de 3 mois (courbe en gris clair) et 6 mois (courbe en noir).

Belgique N41

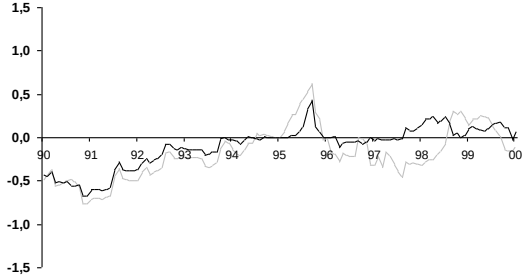
Asymétrie de signe



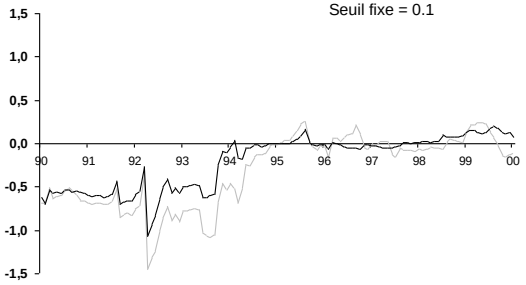
Asymétrie de volatilité



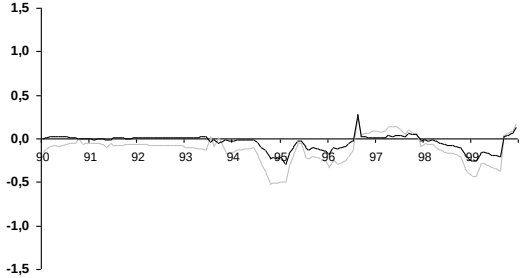
Asymétrie de variation

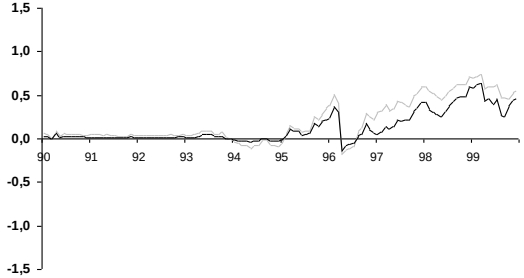


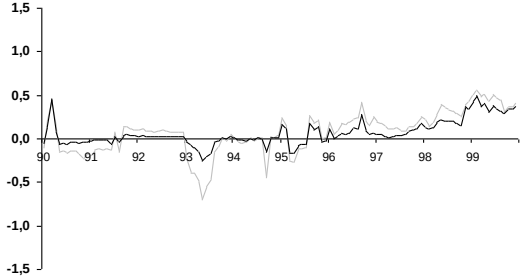
Asymétrie de variation
Seuil fixe = 0.1

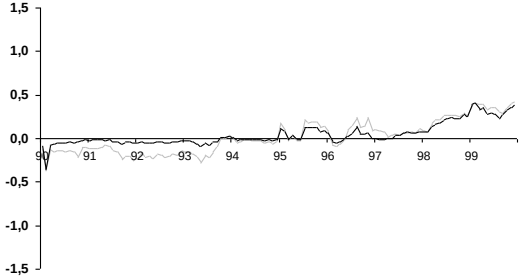


Belgique N42

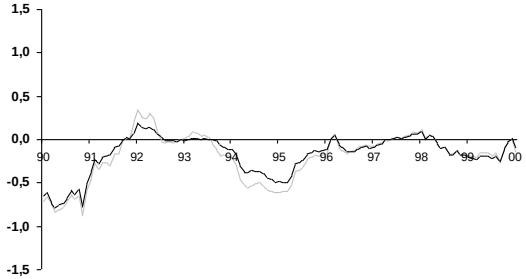


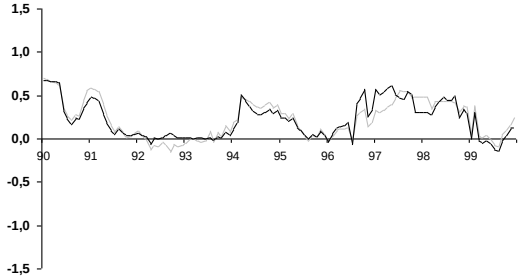


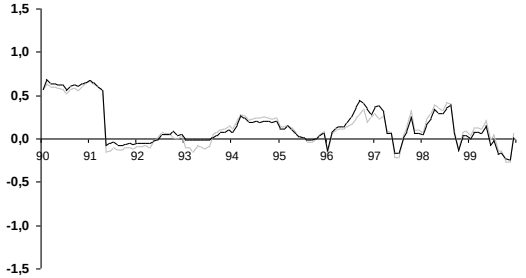


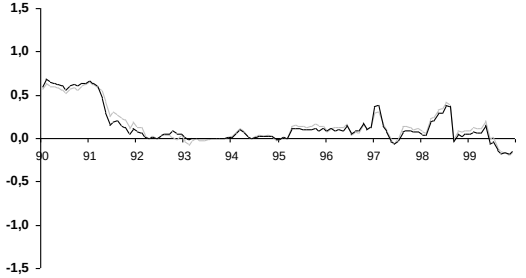


Allemagne N4

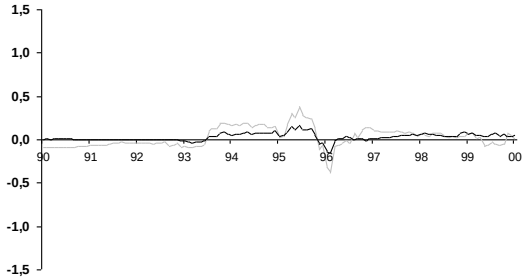


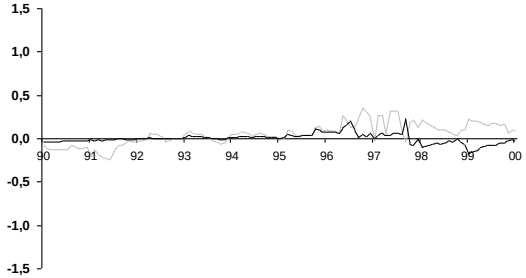


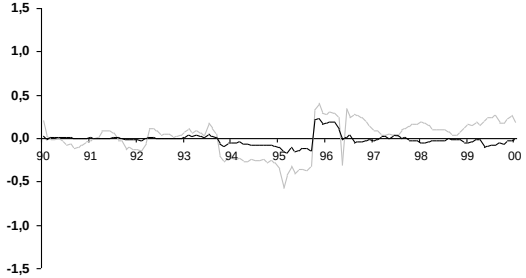


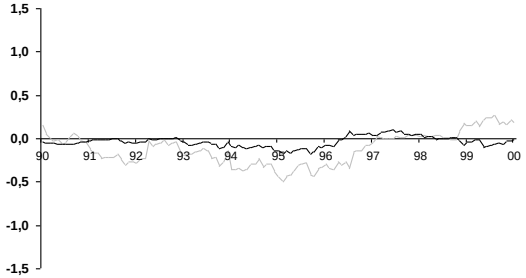


Espagne N4

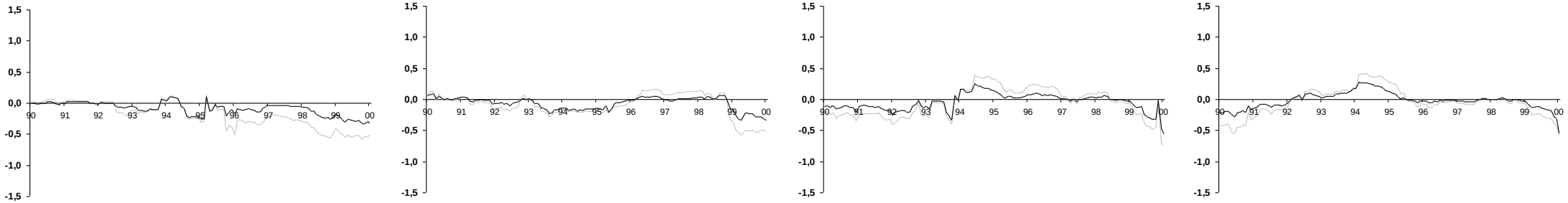




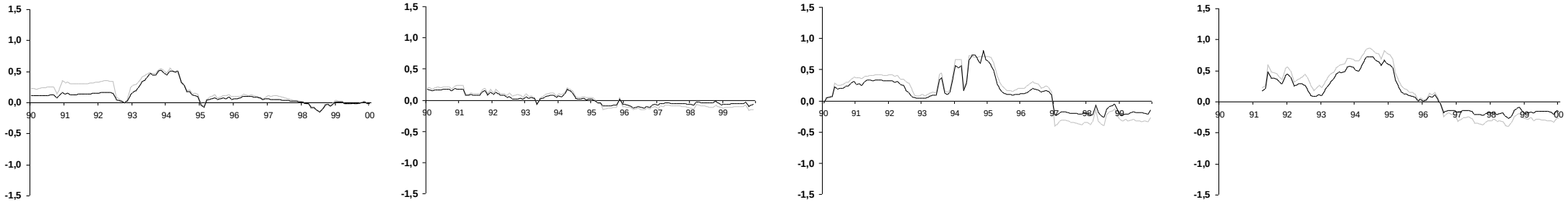




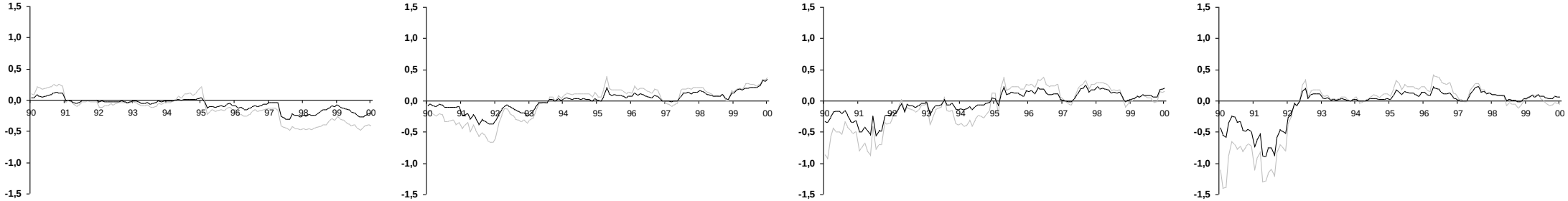
Italie N42



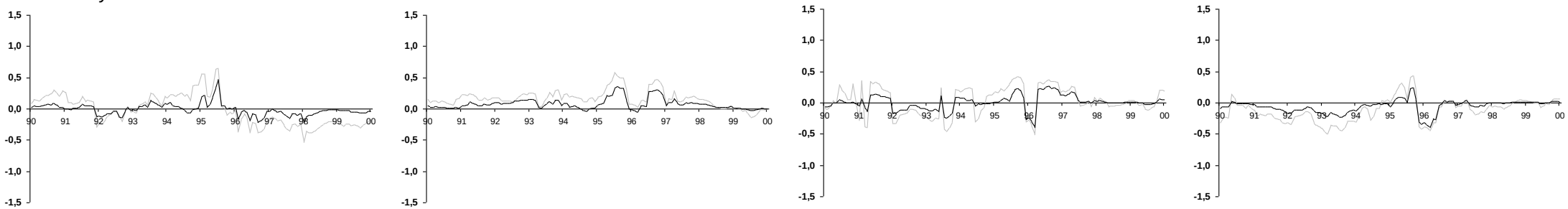
Italie N41



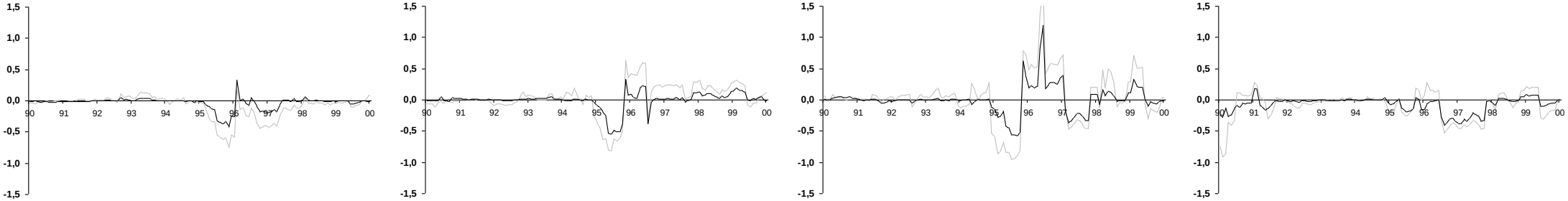
Irlande N4



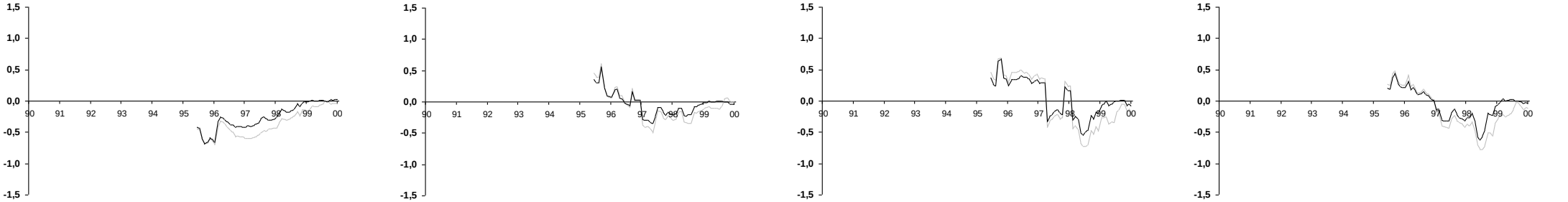
Pays-Bas N4



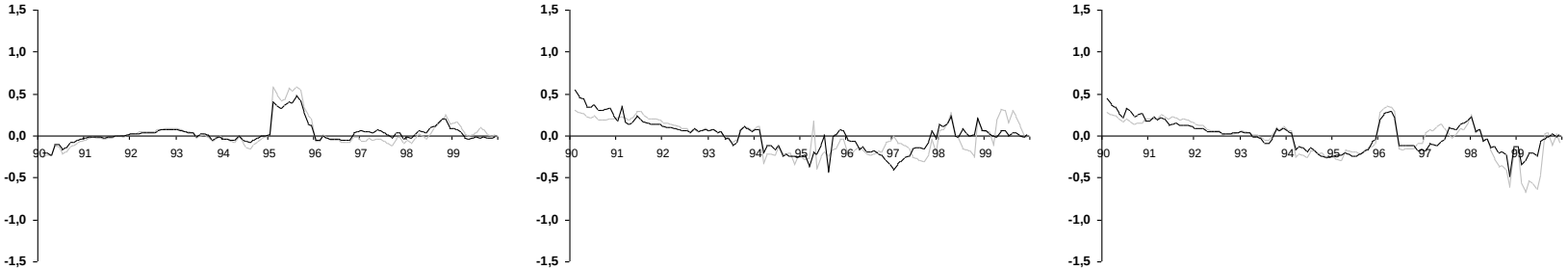
Finlande N4



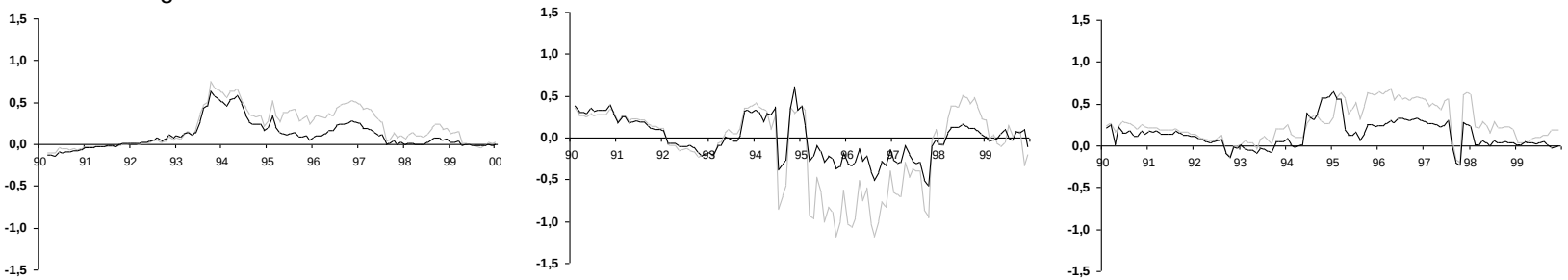
Autriche N4



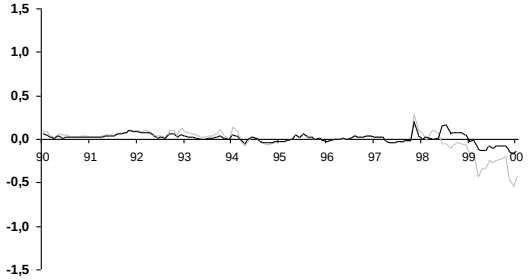
Portugal N41

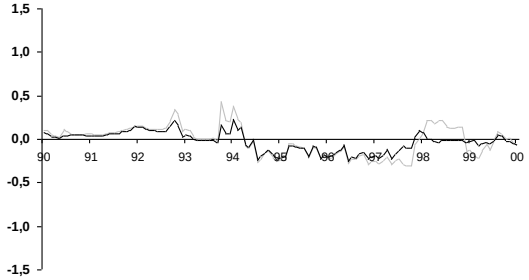


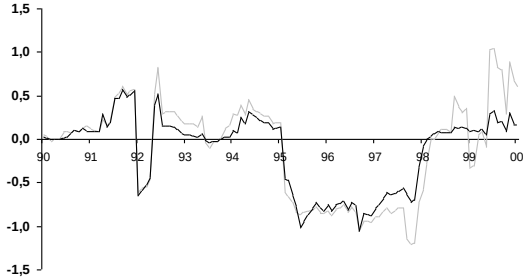
Portugal N42



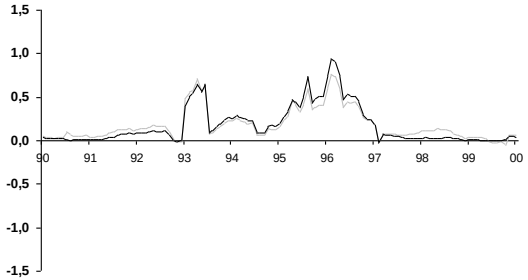
Grèce N4

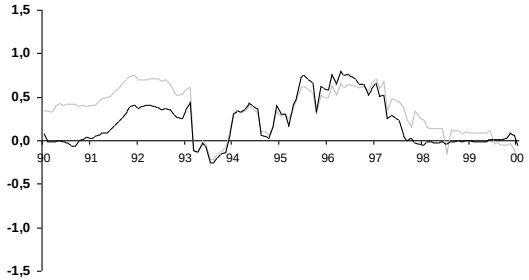




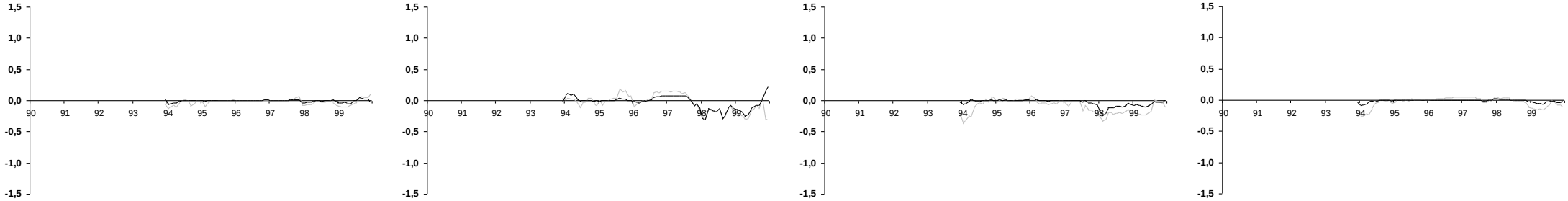


France N4

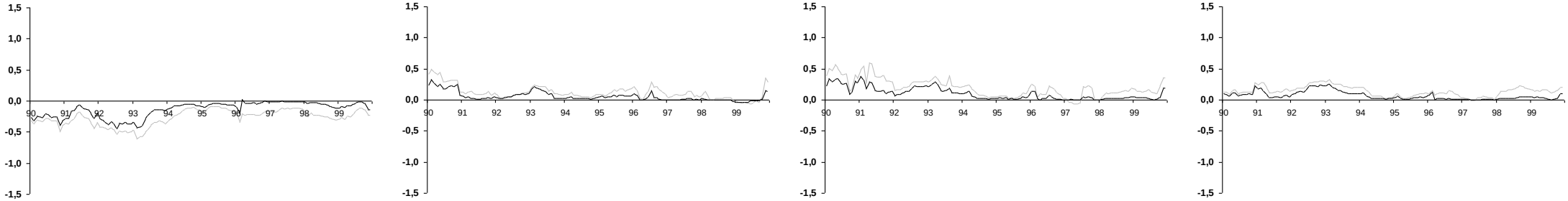




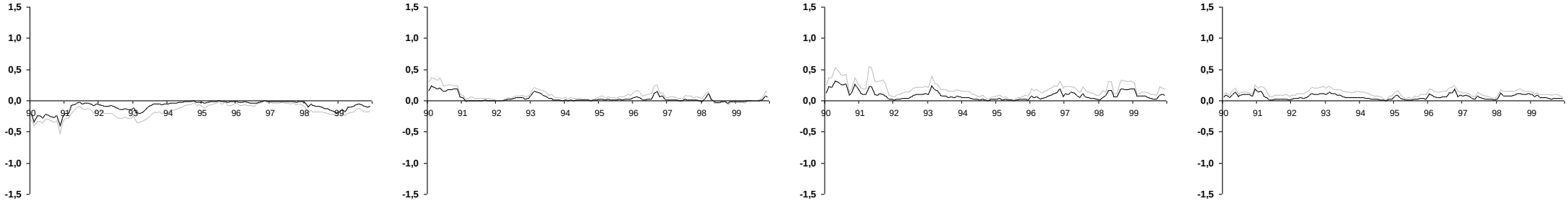
Belgique N8



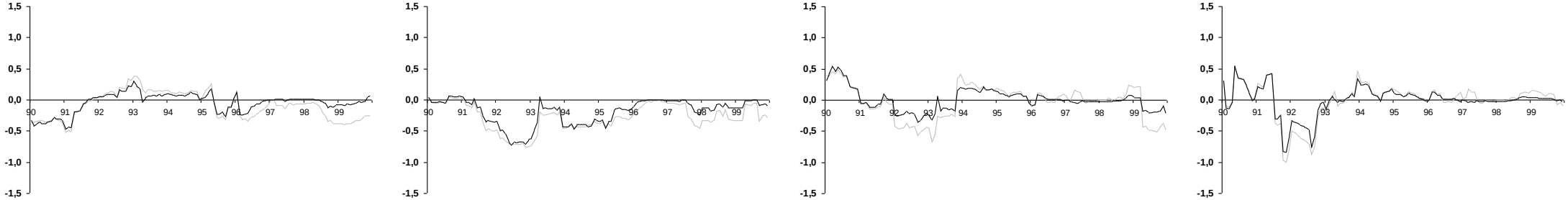
Allemagne N81



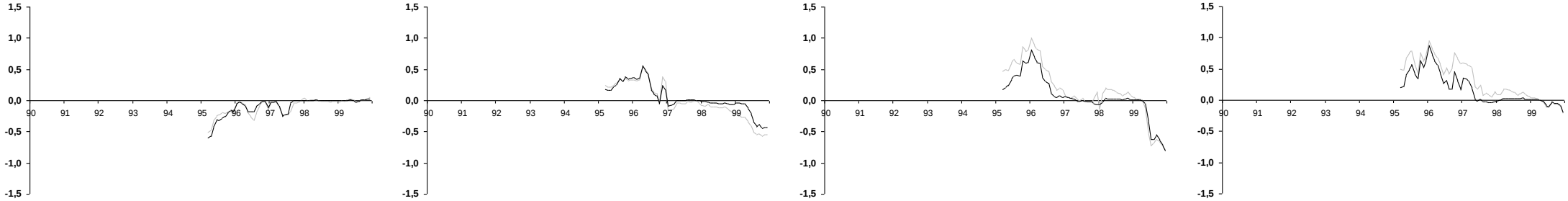
Allemagne N82



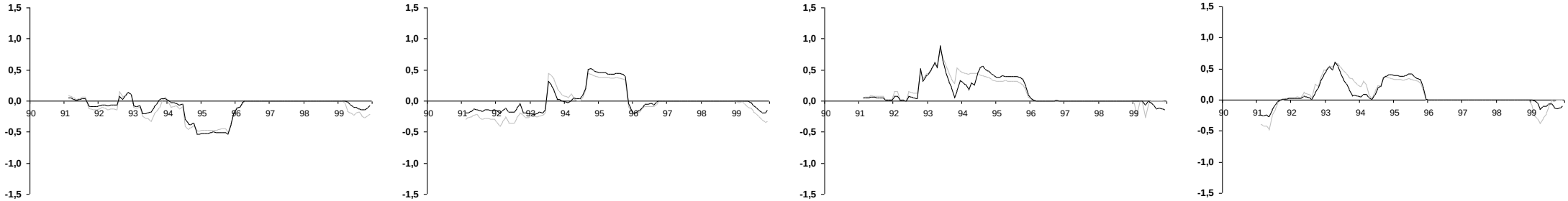
Espagne N8



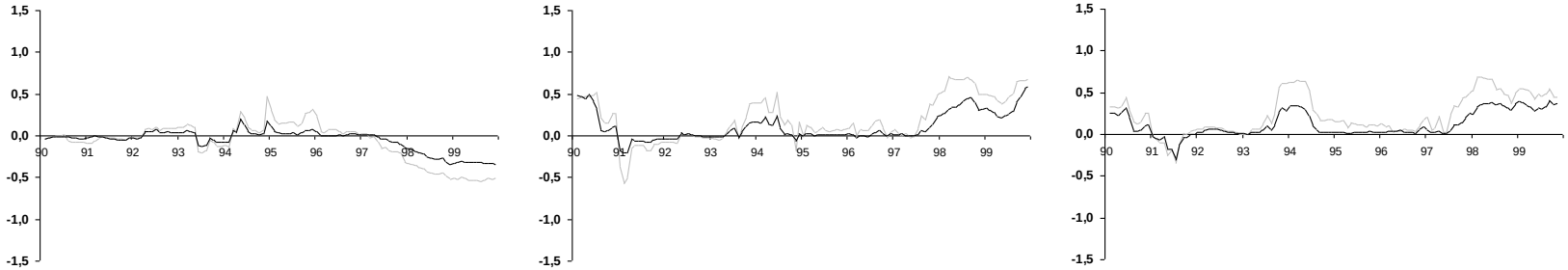
Italie N8



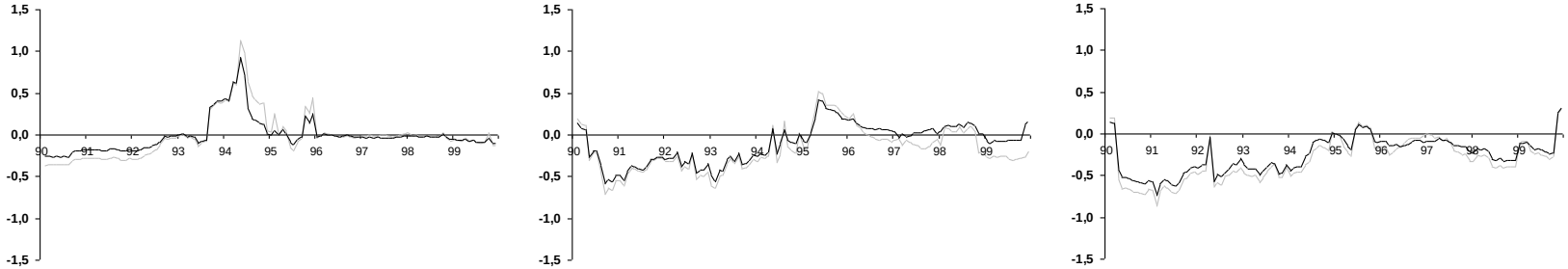
Finlande N8



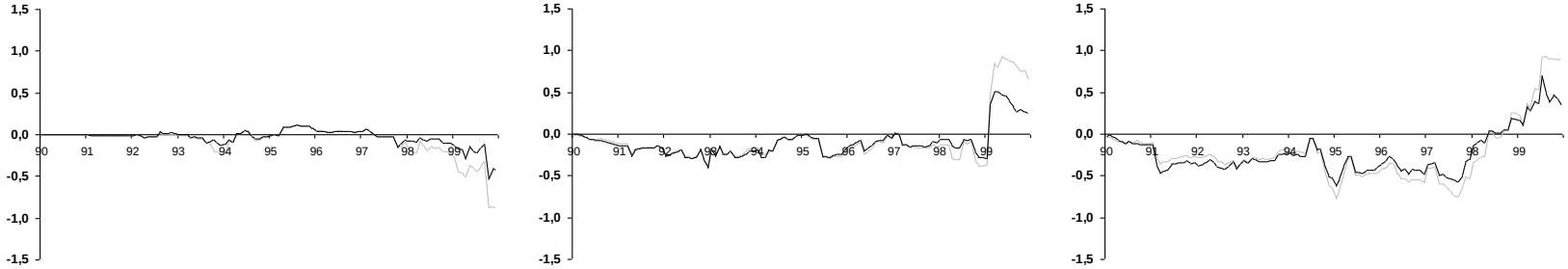
Portugal N81



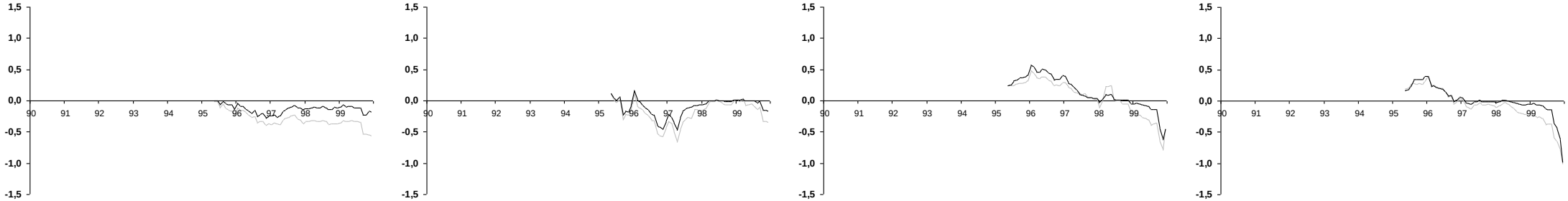
Portugal N82



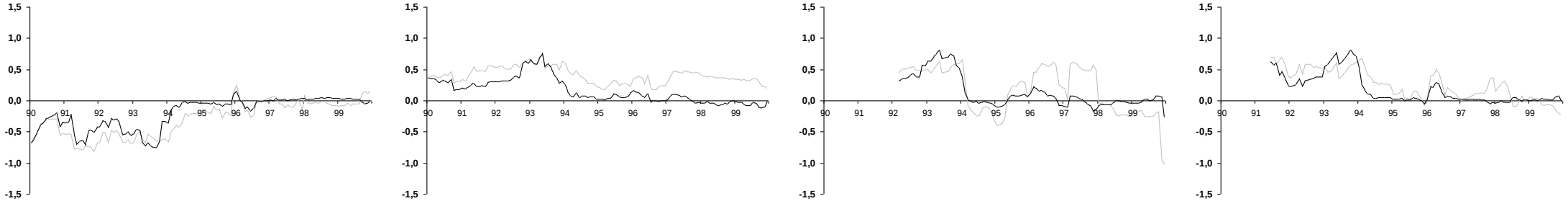
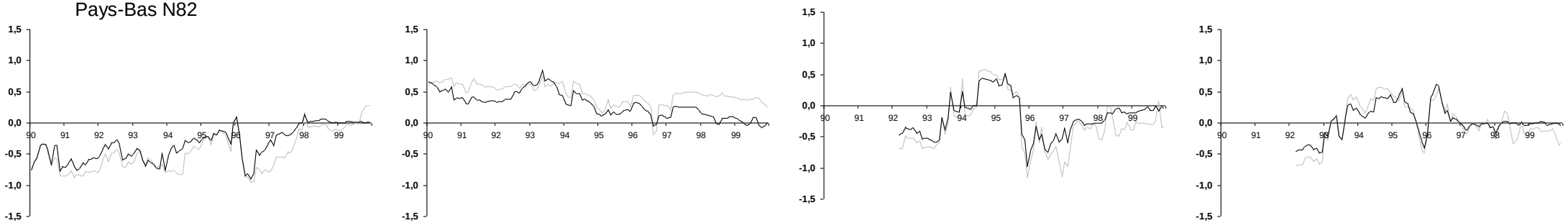
Grèce N8



Autriche N8



Pays-Bas N81



Pays-Bas N82