

PIB et prix des actions en zone Euro : Impact macroéconomique de la composante non fondamentale

Julien Lecumberry *

CREM, Université de Rennes 1

Février 2013

Résumé

Nous évaluons l'impact de la composante non fondamentale du prix des actions sur le PIB de sept économies de la zone euro. L'apport de cette étude est double. Premièrement, nous adoptons une méthodologie originale en définissant un large modèle vectoriel. L'objectif de cette modélisation est de capter les éventuels phénomènes de propagation et de second tour entre la sphère financière et la sphère réelle. Ne disposant pas de séries historiques suffisamment longues pour estimer un tel modèle dans un cadre économétrique classique, nous choisissons de recourir à l'inférence bayésienne. Notre second apport consiste donc en l'estimation de modèles vectoriels bayésien $BVAR(P)$. L'analyse des fonctions de réponses impulsionnelles (Cholesky) montre que le PIB réagit positivement à un choc sur la composante spéculative du prix des actions. Cet effet ne semble pas être exclusivement le résultat d'une réponse de l'investissement mais peut-être également une réaction de la consommation. Nous ajoutons que la décomposition de la variance de l'erreur de prévision nous permet de conclure que la variance du PIB est imputable, pour une part non négligeable, à notre composante spéculative. L'étude complémentaire des fonctions de réponses impulsionnelles généralisées nous révèle que nos résultats sont peu sensibles à l'ordre imposé dans le vecteur des variables endogènes.

Classification JEL : E44,E22

Mots clés : Composante spéculative, PIB, Transmission, VAR bayésien

*Faculté des Sciences Économiques - 7, place Hoche - CS 86514 - 35065 RENNES Cedex (France)
Tél : 02 99 25 33 24 - E mail : julien.lecumberry@univ-rennes1.fr J'adresse mes remerciements à Jean-Jacques Durand et Christophe Tavéra pour leurs remarques lors de l'élaboration de ce travail.

Introduction

Les récentes crises financières qui ont frappé la zone euro, (crise de liquidité survenue à l'automne 2008 et les tensions actuelles apparues sur les dettes souveraines) ont provoqué une profonde récession et entraîné des interrogations sur la pérennité de la zone euro. La manière dont ces chocs financiers impactent et agissent sur les décisions de production et d'investissement des entreprises ont fait resurgir l'ensemble des questions liées à la transmission des chocs de la sphère financière à la sphère réelle.

Les questions relatives aux interactions entre ces deux sphères ne sont pas nouvelles et d'importantes études ont tenté d'évaluer l'incidence des marchés financiers sur l'activité économique. Bordo et al. (2001) réalisent, sur un large panel de pays, une étude portant sur les différentes crises économiques depuis 1913. Ils constatent que les plus violentes récessions ont souvent été précédées par une crise financière. D'autres auteurs se sont focalisés sur l'impact macroéconomique du prix des actifs. L'actif est alors défini par un bien immobilier ou un titre de créance. Si les résultats mettant en relation les prix de l'immobilier et l'activité économique se montrent souvent concluants, il en est différemment pour le prix des actions. Cherchant à répondre à ces difficultés d'évaluation, d'importantes études vont alors décomposer le prix des actions et chercher l'impact sur la sphère réelle de chacune de ses composantes. Les premiers articles empiriques s'intéressant à l'impact macroéconomique de la composante spéculative apparaissent dès le début des années 1990. Ainsi Galeotti and Schiantarelli (1994), Chirinko and Schaller (1996) étudient l'impact de la composante non fondamentale du S&P500 sur l'investissement américain. Branston and Groenewold (2003) notent que les résultats les plus probants concernent l'étude de la relation entre marchés financiers et investissement. Plus récemment, Tkacz and Wilkins (2008) cherchent à évaluer, pour l'output gap, le pouvoir prédictif de la décomposition du prix des actifs. Ils concluent que la composante spéculative du prix des actions ne permet pas d'améliorer les prévisions du PIB. Chirinko and Schaller (2011) étudient pour les États-Unis l'impact sur l'investissement d'une déviation du prix des actions par rapport à leur valeur fondamentale. Ils concluent à l'existence d'une relation positive entre la composante spéculative et l'investissement des entreprises. La grande majorité des études empiriques menées dans ce domaine sont appliquées dans le cadre d'économies anglo-saxonnes. Ce constat est en partie justifié, comme le note Ferrara (2010), par la faible disponibilité de séries longues dans le cadre de pays européens.

Notre article cherche à évaluer l'impact de la composante non fondamentale sur le produit intérieur brut de sept pays de la zone Euro. Nous nous plaçons dans la continuité de la littérature

citée précédemment en tentant d'offrir des résultats empiriques européens. L'objet de l'étude étant la mesure de la transmission d'un choc financier à l'activité économique, nous adopterons une étude vectorielle de type VAR. Les sept économies considérées sont l'Allemagne, la France, l'Italie, les Pays-Bas, l'Autriche, l'Irlande ainsi que l'Espagne. Deux spécificités méthodologiques sont apportées. Premièrement, nous adoptons une méthodologie originale en définissant un large modèle vectoriel VAR(P) représentant les interactions entre la sphère financière et la sphère réelle. Nous pensons que les modèles vectoriels cherchant à mesurer uniquement l'effet direct de la composante spéculative sur le PIB conduisent, inévitablement, à une sous-estimation de l'ampleur de son impact. Par l'estimation de ce large modèle, nous espérons endogénéiser les éventuels effets de propagation et de second tour et capter par conséquent, une partie des effets indirects. La sphère réelle est définie au travers du PIB et de l'investissement non résidentiel. Par une approche résiduelle, l'introduction de l'investissement dans notre modèle nous permettra de comprendre à quelle composante de la demande intérieure, la transmission au PIB est majoritairement imputable. Inspiré de Blot et al. (2009), la sphère financière est définie par la mesure d'une prime de liquidité, une mesure de l'incertitude financière ainsi qu'une mesure de la composante spéculative. Bien évidemment, l'estimation d'un tel modèle nécessite un important nombre d'observations. A défaut, il est aujourd'hui possible de recourir à des techniques plus économes en degrés de liberté que ne le sont les méthodes économétriques traditionnelles. L'inférence bayésienne permet de contourner, en grande partie, le problème induit par un faible nombre de degrés de liberté. Notre second apport réside donc dans l'estimation d'un modèle vectoriel bayésien $BVAR(P)$.

La première partie de cet article présente la méthodologie employée. Nous justifierons notamment, dans cette partie, le choix des variables composant notre système BVAR ainsi que notre méthode de décomposition du prix des actions. Nous présenterons brièvement quelques résultats obtenus pour cette décomposition et terminerons par exposer les caractéristiques de notre estimation bayésienne. La seconde partie de cet article est consacrée à l'analyse des résultats. L'étude des fonctions de réponses impulsionnelles nous confirmera que les PIB européens réagissent positivement à un choc sur la composante spéculative du prix de leurs actions. Nous verrons également que cet impact ne semble pas être exclusivement dû à une réaction de l'investissement non résidentiel, mais également à une réaction de la consommation agrégée. La décomposition de la variance de l'erreur de prévision nous révélera que la composante spéculative s'impose comme la variable financière expliquant le plus fortement les variations de nos différents PIB. Nous concluons dans une dernière partie avant de proposer d'éventuelles nouvelles pistes de recherche.

1 Méthodologie

1.1 Spécification des modèles $VAR(P)$

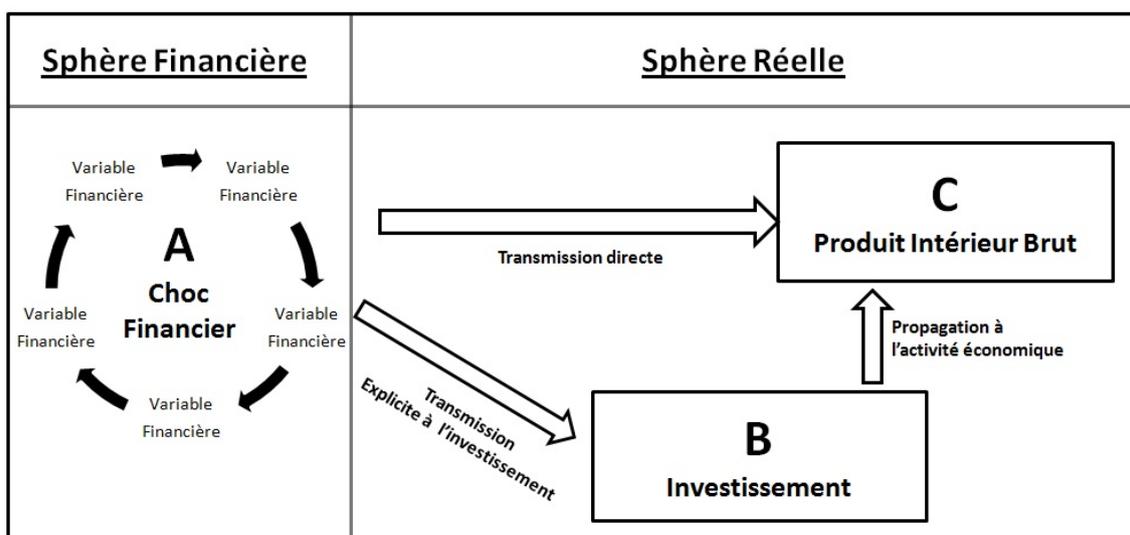
Les fluctuations du prix des actions impactent le produit intérieur brut principalement par leurs effets sur la consommation et l'investissement. La transmission est supposée s'effectuer majoritairement à travers le canal large du crédit, mais également et dans une plus faible mesure, par l'action d'un effet richesse¹. Ce cadre théorique est également celui que nous utilisons pour mettre en lumière l'impact spécifique de la composante non fondamentale sur le PIB. Nous pensons cependant que l'évaluation de cette transmission, par simple mesure des effets directs, est susceptible d'entraîner une sous-évaluation de son importance.

Afin de tenter de répondre aux difficultés d'évaluations de l'impact sur le PIB d'un choc sur la composante non-fondamentale du prix des actions, notre modélisation $VAR(p)$ se distingue des études précédemment menées en deux points. De nombreuses études s'intéressent à l'impact de différents chocs financiers sur la sphère réelle. La sphère réelle est généralement représenté par la production [Tkacz and Wilkins (2008); Stock and Watson (2003)], l'investissement [Bernanke et al. (1996); Branston and Groenewold (2003)] ou la consommation [Poterba and Samwick (1995); Barrel et al. (2006)]. Comme le notent Dolignon and Roger (2010), les résultats les plus concluant sont ceux liant la sphère financière, et notamment les marchés actions, avec l'investissement. Un important nombre de théories, aussi bien macroéconomiques que microéconomiques, permettent d'expliquer l'existence de cette relation. Les résultats relatifs à l'effet d'une variation des titres de créances sur la consommation des ménages sont plus nuancés. De nombreux doutes existent, aujourd'hui encore, quant à l'existence d'un véritable effet richesse, notamment dans les pays européens. Dans ses conditions, nous pensons que l'agrégation de l'investissement et de la consommation, sous la forme d'une demande intérieure ou d'un PIB, est susceptible de brouiller les éventuels liens existant entre les marchés actions et ces deux agrégats. Le premier point, différenciant notre analyse des études précédentes, consiste donc à étudier l'impact sur le PIB, d'un choc sur le prix des actions en explicitant une transmission via l'investissement.

Le second point intervient à travers la définition d'une véritable sphère financière. Cette approche est directement inspirée par Blot et al. (2009). De fortes interactions, empiriques et théoriques, lient en effet la plupart des variables financières, comme certains taux d'intérêt, avec le prix des titres créances. Pour cette raison, nous pensons que la seule prise en compte de la

1. Voir Davis (2010) pour une revue de littérature détaillée.

variable "composante spéculative" conduira inévitablement à une sous-estimation de l'ampleur du choc. Nous allons donc chercher à capter les éventuels effets de propagations, et de second tour, entre différentes variables financières lors de la transmission au PIB. Le graphique 1 schématise la modélisation retenue. La sphère financière va être définie à travers différentes variables interdépendantes, dont la composante spéculative du prix des actions. La sphère réelle est quant à elle représentée par le PIB ainsi que l'investissement agrégé. Afin de faciliter la lecture du schéma, nous ne représentons pas les retours allant de la sphère réelle à la sphère financière.



Graphique 1 – Schéma de la modélisation retenue

La transmission d'un choc spéculatif vers le PIB sera mesurée par la somme d'un effet direct (axe A-C) et d'un effet indirect, se propageant par l'intermédiaire de l'investissement (axe A-B puis B-C). Nous noterons que le choc initial est supposé se propager à l'intégralité de la sphère financière. Cette propagation aux autres variables financières va venir impacter, dans un second temps, le PIB et la sphère réelle en général. L'axe A-B est supposé incarner majoritairement le canal large du crédit. Bernanke and Gertler (1989), Bernanke et al. (1996) montrent ainsi que tout choc affectant la richesse d'une entreprise provoquera une variation de son coût de financement externe et donc une révision de ces projets d'investissement. La prise en compte explicite de l'investissement dans notre système nous permet de considérer l'axe A-C sous l'angle d'une transmission à la consommation, via un effet richesse. Évidemment cette démarche résiduelle ne nous permet pas de tirer d'importantes conclusions sur l'existence ou non d'un effet richesse. Nous espérons cependant, par cette distinction, obtenir de nouveaux résultats permettant de mieux comprendre les interactions se jouant entre la sphère réelle et les déviations du prix des actions.

1.2 Les données.

Notre analyse empirique se base sur une étude individuelle de 7 pays de la zone euro : l'Allemagne, la France, l'Italie, les Pays-Bas, l'Autriche, l'Irlande ainsi que l'Espagne. La disponibilité des données explique en grande partie la non considération des autres pays de l'UEM. Nous travaillons sur des données trimestrielles exprimées en terme réel et détrendées par un filtre $HP(1600)$. La suppression de la tendance nous permet de travailler sur des séries stationnaires en niveau². A l'instar de Blot et al. (2009), nous prenons ainsi le parti d'une estimation VAR sur des séries en niveau. Pour Doan (2010), la différenciation systématique des séries conduit à une importante perte de l'information contenue dans les données. Nous ajoutons que cette différenciation présente l'inconvénient de brouiller les relations de long terme entre nos variables.

Tableau 1 – Échantillons

Pays	Période	Nombre d'observations
Allemagne	1980Q1-2011Q4	128
France	1980Q1-2011Q4	128
Italie	1986Q2-2011Q4	102
Pays-Bas	1980Q1-2011Q4	128
Autriche	1989Q3-2011Q4	89
Irlande	1980Q1-2011Q4	128
Espagne	1987Q2-2011Q4	98

L'investissement correspond à la formation brute de capitale fixe (FBCF) en terme réel à laquelle nous avons retiré la composante "logement". Ces deux séries ainsi que le PIB réel sont issues du site Eurostat. La prise en compte du marché de l'immobilier ne nous semblait pas fondamentale compte tenu de la relation que nous cherchions à mettre en lumière. De plus, elle aurait supposé l'ajout de variables déterminantes telles que le prix de l'immobilier, parfois inexistantes en données trimestrielles.

La sphère financière est représentée à travers trois variables financières. Directement inspirée du modèle estimé par Blot et al. (2009), elle est composée d'un spread mesurant une prime de liquidité, d'une mesure de l'incertitude financière ainsi que de notre variable d'intérêt : la composante spéculative. Comme nous l'avons souligné précédemment, la définition d'une sphère financière nous permet de capter les éventuels effets de second tour. Dans son survey économétrique, Ferrara (2010) note que les spreads entre taux long et taux court font partie des variables financières offrant les plus importants apports prédictifs pour le PIB. Le spread de taux correspond à la différence entre le taux du marché monétaire à 3 mois et le taux d'intérêt

2. Nous avons menés une procédure de tests ADF. Le nombre de décalages retenu pour chaque variable est celui proposé par le critère BIC

directeur. Le taux directeur est offert par les banques centrales nationales avant 1999 puis par la Banque Centrale Européenne pour la période post 1999. Les deux taux sont exprimés en terme réel. Deux raisons majeures peuvent faire évoluer un spread de taux, à savoir, une modification du taux d'intérêt directeur ou une évolution de la prime de liquidité. Afin de ne capter que cette dernière possibilité, le taux de refinancement est introduit en tant que variable exogène. L'incertitude sur les marchés actions est couramment mesurée par la volatilité des indices actions. Davis (2010) s'interroge sur la mesure de volatilité à adopter et conclut, comme Serven (2003) que la volatilité conditionnelle est la meilleure mesure de l'incertitude. Générer une volatilité conditionnelle trimestrielle semble cependant être inapproprié. Dans le but de contourner ce problème, nous choisissons de calculer ces volatilités sur des données en plus hautes fréquences³. Ainsi, nous estimons un simple modèle *GARCH*(1, 1) sur des données hebdomadaires puis calculons une moyenne trimestrielle. La composante spéculative du prix des actions est calculée sur les indices actions publiés par Datastream(r). Ces indices, couramment utilisés pour l'analyse empirique [Angelidis (2010), Tai (2008)], présentent l'avantage de couvrir une grande partie des marchés actions du pays. De plus, la méthode de construction de l'indice, identique pour chaque pays, nous assure une véritable comparabilité. La décomposition de l'indice boursier, entre prix fondamental et composante spéculative, est détaillée dans la section suivante.

1.3 Composante spéculative du prix des actions

La décomposition du prix des actions est une entreprise délicate. La littérature économique propose de nombreuses méthodes de décomposition, certaines très complexes, d'autres plus intuitives. Dans leur article, Blanchard et al. (1993) étudient l'effet d'une variation du prix fondamental du S&P500 sur les choix d'investissement. Pour ce faire, ils calculent la valeur fondamentale d'une action en se basant sur le q de Tobin. Les auteurs ne s'intéressent donc pas, à proprement parler, à la composante spéculative. Galeotti and Schiantarelli (1994) travaillent également sur le S&P500 mais à l'inverse des précédents auteurs, ils tentent véritablement de définir une composante spéculative. La méthode de décomposition est dérivée du *Dividend Discount Model*. Chirinko and Schaller (1996) étudient l'existence potentielle d'une bulle spéculative sur les marchés financiers américains et évaluent la sensibilité de l'investissement à la présence de ces bulles potentielles. La méthode de décomposition découle également

3. L'estimation de volatilités conditionnelles suppose l'existence d'effet ARCH dans nos séries. Un test ARCH a été réalisé sur chacun de nos indices hebdomadaires. L'hypothèse nulle d'homoscédasticité peut être rejetée pour tous nos pays au seuil critique de 1%

en grande partie du q de Tobin. Chung and Lee (1998) décomposent les indices boursiers de plusieurs pays asiatiques à l'aide d'une méthodologie originale. Inspirés des précédents travaux de Lee (1998), les auteurs considèrent l'indice boursier comme la somme d'une composante permanente, d'une composante temporaire ainsi que d'une composante non fondamentale. La décomposition s'effectue à partir d'une représentation *Vector Moving Average* structurelle⁴. Branston and Groenewold (2003) régressent l'indice S&P500 sur les trois variables macroéconomiques que sont le taux de croissance de la production, le taux de croissance du coût du travail ainsi que la variation du coût du capital. Le résidu est alors défini comme la composante spéculative.

La méthode que nous employons est basée sur la théorie du retour à la moyenne des ratios d'évaluations. Ces techniques sont extrêmement populaires en raison notamment de leur facilité d'application. Campbell and Shiller (1988) qualifient ces ratios d'indicateur de valeur fondamentale. Rapach and Wohar (2005) étudient deux de ces ratios, le Price-Earning ratio (*PER*) et le Dividend Yield (*D/P*), et concluent que ces ratios sont capables de prédire le prix des actions sous-jacentes. Selon la *Mean Reversion Theory (MRT)*, il existerait une valeur moyenne vers laquelle chacun de ces indicateurs tendrait à retourner. De nombreuses études se sont intéressées à la *MRT*⁵. Spierdijk et al. (2010) étudient 17 pays industrialisés et concluent que le retour à la moyenne se fait dans un délai compris entre 2 et 24 années. Nous choisissons de mener une décomposition sur la base du *PER*. Comme le notent Branston and Groenewold (2003), la décomposition basée sur ce ratio donne des résultats plus cohérents que ceux basés sur le *D/P*.

$$P_t^* = (P/E) \cdot E_t \quad (1)$$

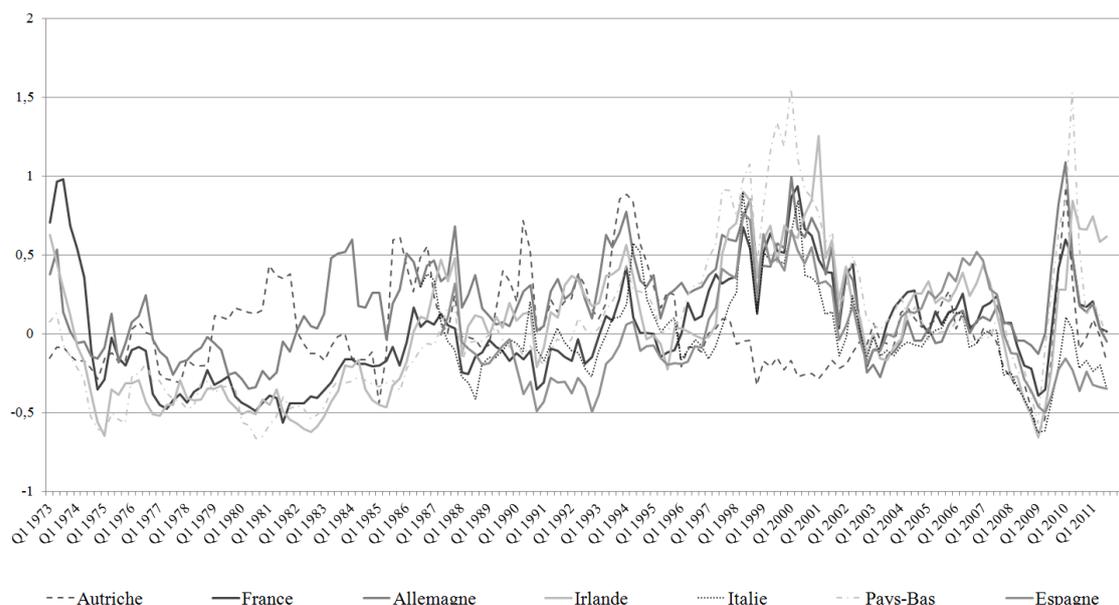
L'équation ci-dessus présente la méthode de décomposition utilisée notamment par Branston and Groenewold (2003), avec P^* le prix fondamental à la période t , P/E une constante représentant la moyenne historique du PER et E_t les bénéfices réels. La composante spéculative est égale à la différence entre le prix réel observé et le prix fondamental estimé⁶.

4. Cette décomposition a été utilisée plus récemment par Allen and Yang (2004)

5. voir Carlson et al. (2002), Rapach and Wohar (2005), Becker et al. (2010)

6. Conformément à la procédure utilisée par Graham and Dodd (1934), Campbell and Shiller (2001) et Branston and Groenewold (2003), la moyenne historique P/E est calculée sur des bénéfices lissés. Nous travaillons ainsi sur la tendance des bénéfices estimée par filtre Hodrick-Prescott.

Graphique 2 – Déviations des indices actions à leur valeur fondamentale



Le graphique ci-dessus présente les déviations relatives de la valeur réelle observée à son niveau fondamental depuis 1973. Ces déviations sont mesurées par le rapport de la composante spéculative sur le prix fondamental estimé. Nous relevons une certaine corrélation entre nos différents marchés sur l'intégralité de la période, même si la période post 1990 est ici particulièrement identifiable. Excepté pour le marché autrichien, nous percevons parfaitement l'existence d'une importante déviation généralisée entre le milieu des années 1990 et le début des années 2000. Au paroxysme de l'engouement, nous relevons des surévaluations de prix d'actions de plus de 50%. Cette surévaluation dépasse même les 100% pour l'Espagne et les Pays-Bas. Ces importants écarts étayaient considérablement la thèse de la présence, pendant cette période, d'une bulle spéculative, dite "bulle internet". La période suivante peut-être caractérisée comme relativement modérée avant de connaître une importante chute des cours, initiée dès le début 2007 et menant à une importante sous-évaluation des cours boursiers, proche de 50% par rapport à leur valeur fondamentale. L'un des derniers constats que nous pouvons tirer de ce graphique concerne la période récente allant de 2009 à la fin 2011. Nous assistons à ce qui semble être un début de désolidarisation des marchés européens, symptôme grandissant de ce qui est aujourd'hui connu sous le nom de crise de la zone euro. Y compris sur les marchés des titres de créances, toutes les économies européennes ne se valent plus.

1.4 Estimation Bayésienne

Afin d'assurer un nombre de degrés de liberté suffisant, l'estimation d'un large modèle $VAR(p)$ nécessite un nombre important d'observations. Ne disposant pas d'un tel échantillon, nous choisissons de contourner cette difficulté en recourant à l'inférence bayésienne. De façon général, l'approche bayésienne consiste à combiner les croyances "a priori" du modélisateur avec l'information présente dans les données. La prise en compte de ces croyances est l'une des clés distinguant fondamentalement l'approche probabiliste bayésienne d'une approche fréquentiste classique. La mise en forme des croyances est, pour le modélisateur, la première étape nécessaire à la révélation de la loi a posteriori des coefficients. Elle est également une étape délicate constituant l'un des points les plus critiqués de l'analyse bayésienne. Certains standards sont cependant aujourd'hui largement acceptés. Appliqué aux modèles vectoriels auto-régressifs bayésiens $BVAR(p)$, le Minnesota Prior fait partie de ces standards. Développé par la Banque Fédérale de Minneapolis, il trouve ses racines dans l'observation statistique des variations des principaux agrégats macroéconomiques. Nelson and Plosser (1982) constatent que les variations des variables macroéconomiques suivent un processus proche d'un marché aléatoire. Nous adoptons les a priori du Minnesota et considérons pour chaque équation que le coefficient associé à la variable endogène décalée d'une période est égal à "1", tous les autres coefficients prenant quant à eux la valeur "0". Toujours en accord avec les a priori du Minnesota, nous associons à ces croyances une mesure de notre niveau de confiance pour chaque coefficient. Cette mesure correspond à l'inverse de l'écart-type a priori. Ainsi, l'écart-type a priori du coefficient j dans l'équation i :

$$S(i, j) = \gamma \cdot f(i, j) \frac{s_i}{s_j} \quad (2)$$

Le terme s_i/s_j correspond au rapport de l'écart-type de la régression i sur l'écart-type de la régression j . Ce ratio nous permet de prendre en compte les différences d'échelle entre nos variables⁷. Cet écart-type a priori, traduit plusieurs contraintes exprimées à travers la définition de deux hyperparamètres. Le premier, γ , représente la confiance générale du modélisateur vis-à-vis de l'ensemble de ces croyances. Le second, $f(i, j)$, traduit l'idée selon laquelle plus une variable est importante, plus le niveau de confiance associé à l'a priori sur son coefficient doit

7. Ces écart-types sont obtenus par une estimation préliminaire du modèle par MCO.

être faible. La justification de ce dernier hyperparamètre est simple. Nous considérons alors que plus une variable est importante, plus le risque de se tromper peut être dommageable. Nous choisissons d'adopter un cadre standard⁸ et définissons :

$$\begin{aligned}\gamma &= 0.1 \\ f(i, j) &= 1 \text{ pour } i = j \\ \text{et } f(i, j) &= 0.5 \text{ pour } i \neq j\end{aligned}$$

La combinaison de ces croyances avec l'information contenue dans les données va finalement nous permettre de révéler la loi a posteriori des nos coefficients. Ces lois "a posteriori" sont nécessaires à l'obtention d'estimateurs convergents. Pour cela, nous recourons aux méthodes de simulations de Monte Carlo par Chaîne de Markov (MCMC). Le développement récent de ces méthodes est l'un des points expliquant l'essor récent de l'économétrie bayésienne. En effet, le calcul de l'espérance à partir de la loi a posteriori demandait auparavant la résolution d'importantes intégrales ne trouvant pas nécessairement de solutions. Aujourd'hui, l'utilisation de ces méthodes MCMC permet de contourner cette difficulté. en simulant un échantillon d'estimateurs tiré de la loi a posteriori. Un estimateur convergent est alors obtenu par la simple moyenne de l'échantillon obtenu après convergence de la chaîne de Markov. Deux de ces méthodes sont aujourd'hui standards, à savoir, l'échantillonneur de Gibbs et la méthode de Métropolis-Hasting. Plus simple que l'algorithme de Métropolis-Hasting, nous choisissons d'utiliser un échantillonneur de Gibbs⁹. Afin d'obtenir la convergence de notre chaîne de Markov et d'assurer une précision élevée, nous simulons une large séquence de 30 000 réalisations. Les 5000 premières réalisations, considérées comme n'ayant pas encore convergées, sont "brûlées". Les estimateurs sont finalement obtenus par moyenne des 25 000 réalisations suivantes.

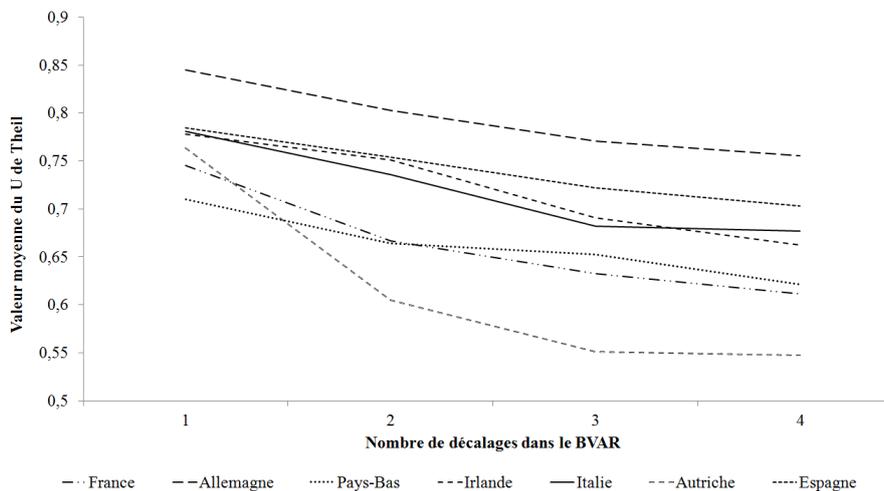
2 Résultats

Afin de définir le nombre de décalages optimal à notre $BVAR(p)$, nous consultons le critère de Schwartz ainsi que le ratio du maximum de vraisemblance. Le premier nous suggère un seul décalage tandis que le second quatre retards. Nous complétons notre étude par une analyse de la

8. Pour plus d'informations, voir Lardic and Mpako-Priso (1996)

9. Pour plus de détails, voir Gordon and Bélanger (1996)

qualité prédictive de nos modèles avec différents décalages, ceux-ci variant de un à quatre. Pour cela, nous procédons à une rétro-prévision one-step-ahead sur douze périodes¹⁰. Les erreurs de prévision obtenues nous permettent de déduire le nombre de décalages assurant la plus forte qualité prédictive. Le graphique 3 présente les statistiques du U de Theil pour nos sept pays, en fonction du nombre de décalages retenu¹¹.



Graphique 3 – Statistique du U de Theil par nombre de décalage dans le BVAR

Un U de Theil faible assure une prévision de meilleure qualité. Nous percevons alors aisément qu'un nombre de quatre retards semble être le nombre de décalages minimisant les erreurs de prévisions. Ainsi, conformément au ratio du maximum de vraisemblance, nous retenons quatre décalages pour chacun de nos pays¹².

2.1 Fonctions de réponses impulsionnelles

Le choix de la méthode d'estimation des fonctions de réponses impulsionnelles est un point délicat. La plus connue de ces méthodes est la décomposition de Cholesky. Celle-ci présente cependant l'inconvénient d'offrir des résultats pouvant être extrêmement sensibles à l'ordre des variables dans le vecteur des variables endogènes. L'utilisation des fonctions de réponses impulsionnelles généralisées GIRF, proposées par Pesaran and Shin (1998), permet de contourner

¹⁰. La training-period s'étale du premier trimestre 2009 au quatrième trimestre 2011. Les modèles sont réestimés à chaque nouvelle prévision

¹¹. Les détails pour la construction de la statistiques du U de Theil sont donnés en annexe.

¹². Quatre décalages sont également retenus pour le taux de refinancement défini sous la forme d'une variable exogène.

cette difficulté. Toutefois, Kim (2009) étudie cette méthodologie et conclut que les hypothèses sur lesquelles se base la décomposition peuvent conduire celle-ci à surestimer les effets des différents chocs. Nous choisissons finalement d'appliquer la décomposition de Cholesky (IRF) et d'utiliser les GIRF de Pesaran and Shin (1998) comme benchmark. Nous ordonnons nos variables selon leur degré d'endogénéité supposé. Ainsi, nos variables réelles (PIB et Investissement) n'ont pas d'effet contemporain sur nos trois variables financières. Compte tenu de son caractère non fondamental, notre composante spéculative sera finalement considérée comme la variable la plus exogène. Le classement de nos deux dernières variables financières nous semble moins évident. Nous choisissons finalement de définir le spread de taux comme "plus exogène" que la volatilité du prix des actions, en raison notamment de sa plus forte connexion à la sphère réelle. Notre vecteur des variables endogènes est défini comme suit :

$$Y = [Spec, Vol, Spread, Inv, Gdp]'$$

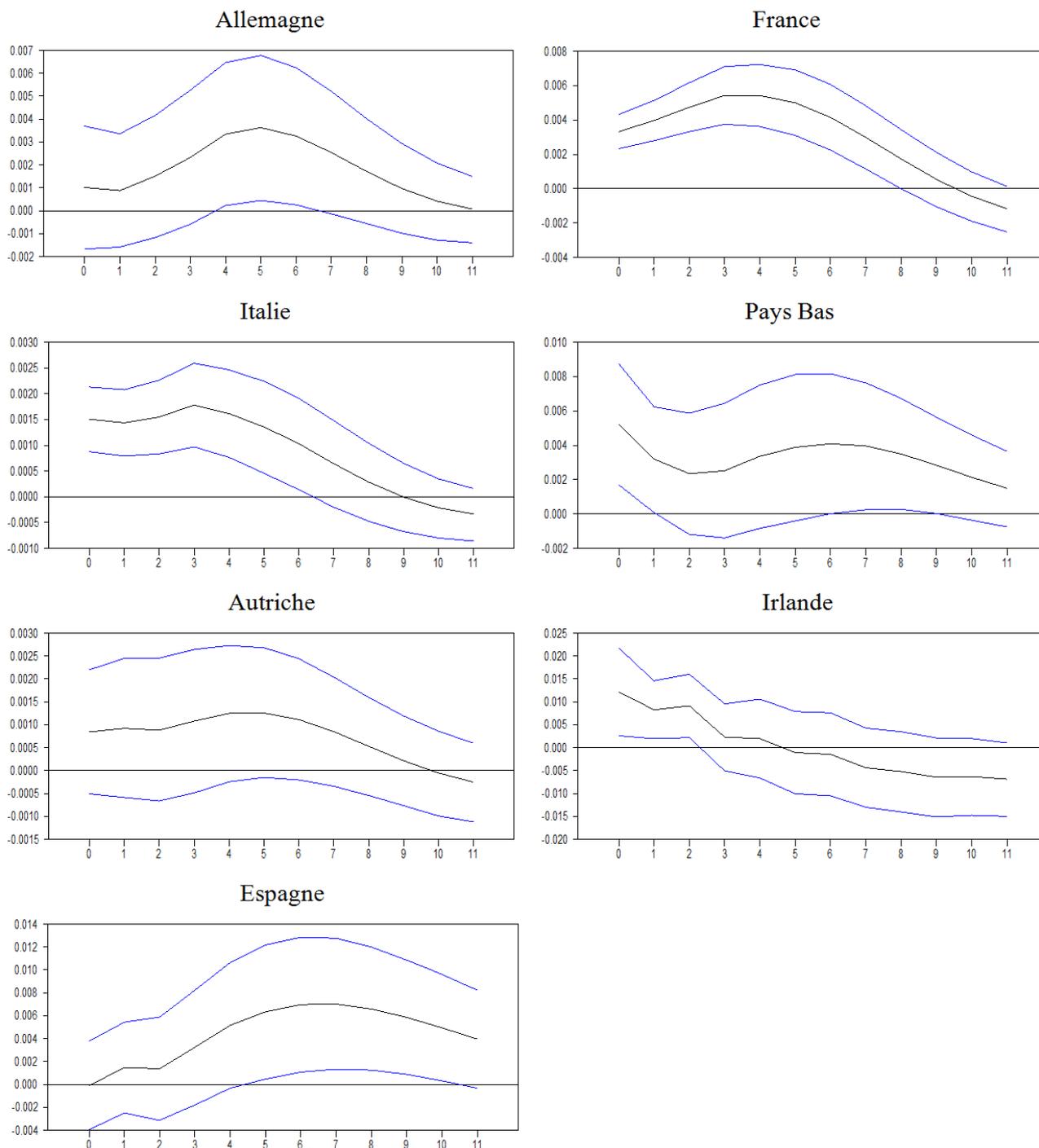
Avec la composante spéculative *Spec*, la volatilité conditionnelle *Vol*, le spread de taux *Spread* , l'investissement non résidentiel *Inv* et le PIB *Gdp*.

2.1.1 Réponses de l'investissement

Le graphique 4 présente les réponses impulsionnelles de l'investissement à un choc non anticipé sur la composante spéculative du prix des actions. Les résultats présentés sont ceux obtenus par décomposition de Cholesky. La courbe centrale représente la moyenne des simulations, les deux courbes extérieures représentant, quant à elles, les bandes d'erreurs¹³. L'objectif est ici d'interpréter les effets sur l'investissement d'une augmentation non anticipée de la composante spéculative. Nous noterons que ces fonctions de réponses étant estimées sur des séries en niveau, l'interprétation diffère légèrement d'une analyse menée sur des séries en taux de croissance ou en variations. La transmission est supposée s'effectuer principalement par le biais du canal large du crédit. Cet effet direct se mêlera aux éventuels effets de second tour dès le trimestre suivant le choc.

13. Les bandes d'erreurs ont été bootstrappées. Nous les représentons ici à 68%

Graphique 4 – Réponses de l'investissement à un choc spéculatif



Le premier constat que nous tirons de ces représentations graphiques concerne le sens global de la relation. Pour chaque pays de la zone Euro, un choc sur la valeur de l'indice boursier entraîne une augmentation de l'investissement, y compris si ce choc est non fondamental. Les IRF montrent ainsi que les investisseurs européens réagissent positivement à un choc qui n'est pas directement justifié par les conditions économiques, présentes et futures. Ce premier résultat

est relativement cohérent avec d'importantes études, menées principalement sur des économies anglo-saxonnes¹⁴. Deux explications peuvent venir justifier ce résultat. Premièrement nous pouvons supposer que les managers ne sont pas capables d'appréhender le caractère spéculatif du choc et y voient, par conséquent, le signe d'une amélioration de l'environnement économique et financier. Compte tenu de la méthode de décomposition utilisée, cette hypothèse semble relativement peu convaincante¹⁵. La seconde explication relève d'un caractère plus opportuniste que naïf. Le canal large du crédit nous enseigne que, suite à une augmentation du prix des actions, les investisseurs potentiels assistent à une diminution du coût du capital auquel ils peuvent prétendre. Cet effet n'est pas conditionné par la nature fondamentale ou spéculative de la variation. Dans ces conditions, nous comprenons bien qu'en dehors d'investissement de capacité, toute entreprise a intérêt à profiter de cette situation favorable.

Nous percevons une certaine hétérogénéité dans la forme et dans les délais de transmission de nos différentes fonctions de réponse nationale. Cette hétérogénéité paraît bien naturelle au regard des importantes différences existantes entre les places financières étudiées. Les quatre pays que sont l'Allemagne, la France, l'Italie ainsi que dans une plus faible mesure l'Autriche, peuvent cependant être caractérisés par une structure relativement comparable. Ainsi nous observons un effet contemporain positif suivi d'une période d'augmentation de l'investissement jusqu'aux environs du quatrième-cinquième trimestre. L'effet positif du choc va ensuite se dissiper pour laisser l'investissement retourner vers sa tendance de long terme. Relever une véritable conclusion semble plus complexe dans le cadre des trois autres pays. Les Pays-Bas présente une structure particulière. Nous notons un effet contemporain positif et significatif. Cet effet va cependant très rapidement se dissiper avant de connaître un soubresaut aux environs du sixième trimestre. L'Espagne est, de nos sept pays, le seul à ne pas être impacté instantanément par le choc spéculatif. Nous constatons toutefois, comme dans la plupart de nos pays, une phase croissante jusqu'au sixième trimestre. Le cas irlandais est plus étonnant. Après un effet contemporain positif, le choc sur la composante spéculative va entraîner, dès le cinquième trimestre, l'investissement non résidentiel en-dessous de sa tendance. Le tableau suivant présente les réponses cumulées de l'investissement. Celles-ci nous permettent de juger de l'ampleur relative de la réponse.

Nous percevons clairement l'effet positif de la composante spéculative sur l'investissement. Les quatre pays, que sont l'Allemagne, la France, l'Italie ainsi que les Pays-Bas, présentent des effets comparables en terme d'ampleur. Au regard des autres pays, l'investissement autrichien ne

14. Galeotti and Schiantarelli (1994), Blanchard et al. (1993), Andersen and Subbaraman (1996), Chirinko and Schaller (2011)

15. La décomposition du PER est en effet une technique d'évaluation extrêmement populaire.

semble être que faiblement impacté par le choc non fondamental, et cela, quelque soit l'horizon considéré. Bien sûr, nous gardons à l'esprit la plus courte période d'estimation ainsi que le comportement particulier de la composante spéculative autrichienne estimée. L'Autriche était, par exemple, le seul pays à ne pas présenter une importante déviation positive à la fin des années 1990. Le cas de l'Irlande et de l'Espagne est différent, ces deux pays ayant été particulièrement touchés par la dernière crise économique et financière. Un tableau présentant les effets cumulés dans le cadre de fonctions réponses généralisées est disponible en annexe. Les chiffres reportés, très similaires à ceux présentés ci-dessus, prouvent que nos résultats sont stables et ne dépendent pas directement de l'ordre imposé dans notre vecteur des variables endogènes.

Tableau 2 – Réponses cumulées de l'investissement après un choc sur la composante spéculative

	Impact direct	Impact à 1an	Impact à 3 ans
Allemagne	0,001	0,010	0,022
France	0,003	0,023	0,035
Italie	0,001	0,014	0,021
Pays-Bas	0,005	0,017	0,039
Autriche	0,001	0,005	0,009
Irlande	0,012	0,034	0,003
Espagne	0,000	0,011	0,052

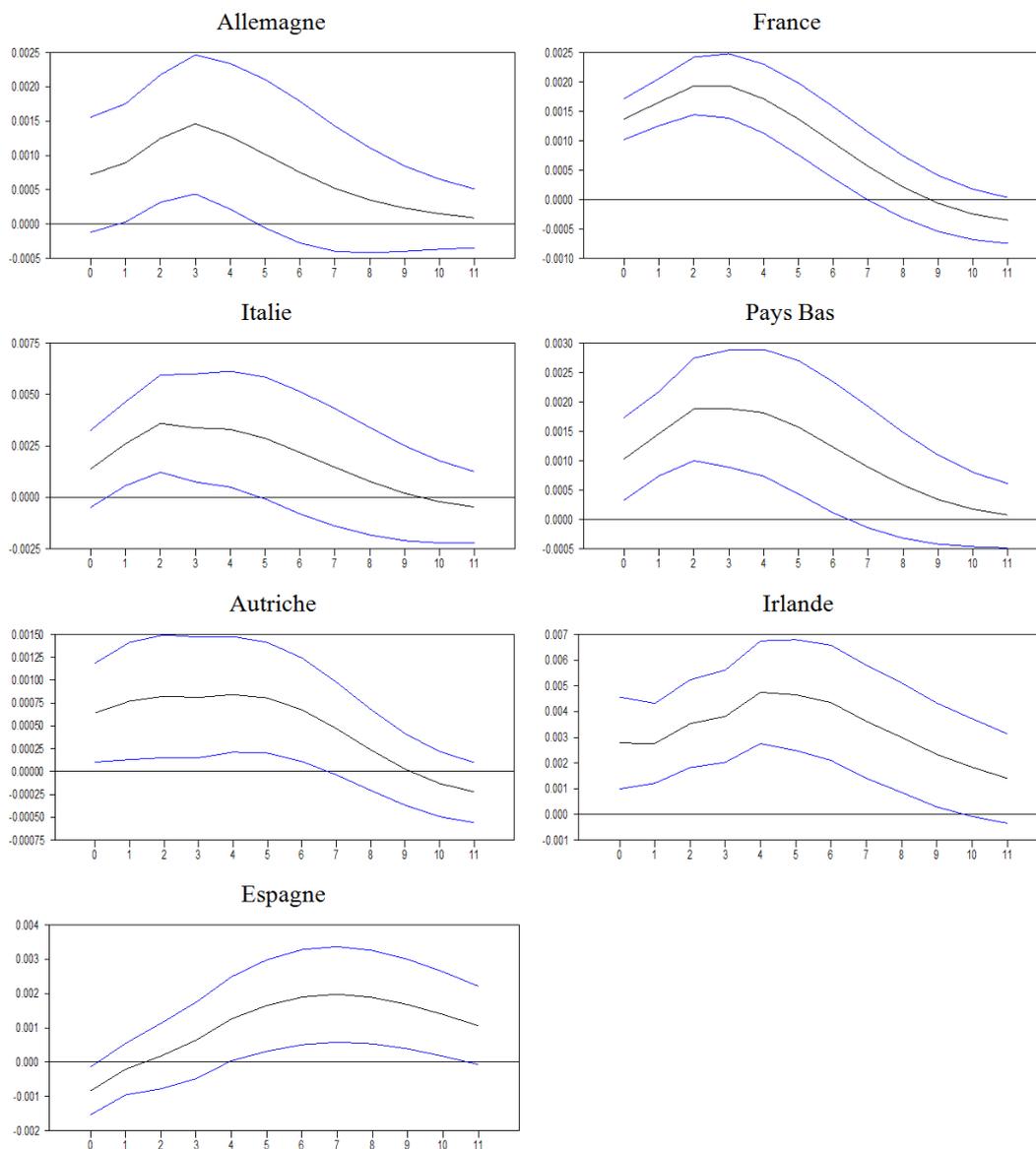
2.1.2 Réponses du PIB

Nous allons à présent étudier l'impact, sur le PIB, d'un choc sur la composante spéculative du prix des actions. Les résultats présentés sont ceux obtenus par décomposition de Cholesky. Comme nous l'avons vu, la transmission de ce choc est supposée se faire, en partie, par l'intermédiaire de l'investissement. Négligeant la composante "commerce extérieur" du PIB, l'étude de ces fonctions de réponse va également, par une approche résiduelle, nous informer sur l'existence d'un potentiel effet sur la consommation agrégée. Comme pour l'investissement, un choc sur la valeur du prix des actions est supposé impacter positivement la consommation par un effet richesse. Si un important débat divise encore les économistes sur l'existence, ou non, d'un effet richesse dans les pays européens, l'aspect non fondamental du choc va encore complexifier l'analyse. En effet, si nous nous référons à la théorie du revenu permanent de M. Friedman, une augmentation non permanente du revenu ou du patrimoine, ne devrait pas avoir d'effet sur la consommation.

Le graphique 5 nous présente les fonctions de réponse impulsionnelle du PIB. Nous notons

une certaine unanimité quant aux sens de la relation. Ainsi, un choc non anticipé sur la composante spéculative va provoquer une élévation du PIB réel au dessus de sa tendance jusqu'aux environs du deuxième-troisième trimestre. Passé ce délai, les différents PIB vont progressivement retourner vers leur tendance. Excepté dans le cas de l'Irlande et de l'Espagne, les délais de transmission paraissent donc plus courts que dans le cas de l'investissement. Nous noterons que ces délais sont cohérents avec ceux observés par Blot et al. (2009) dans le cadre du prix des actions considéré dans sa globalité. Pour ces derniers, un choc sur la valeur de l'indice se transmet à la production en moins d'une année.

Graphique 5 – Réponses du PIB à un choc spéculatif



Toujours considérant que l'effet sur le PIB est avant tout la somme d'un effet sur l'investissement et d'un effet sur la consommation, cette relative rapidité nous laisse supposer l'existence d'un effet richesse sur la consommation. Ce résultat est important puisqu'il est incohérent avec la théorie du revenu permanent. Selon M. Friedman, face à une hausse de ses revenus, un agent n'augmentera sa consommation que s'il perçoit cette hausse comme permanente. Or, notre analyse porte sur un choc non fondamental sur le prix des actions. Ce choc devrait, par définition, être considéré comme non-permanent. Nous percevons cependant que les effets cumulés sur le PIB d'un choc spéculatif sont positifs. Le tableau suivant présente les effets cumulés sur le PIB d'un choc spéculatif.

Tableau 3 – Réponses cumulées du PIB après un choc sur la composante spéculative

	Impact direct	Impact à 1an	Impact à 3 ans
Allemagne	0,001	0,006	0,009
France	0,001	0,009	0,012
Italie	0,002	0,008	0,012
Pays-Bas	0,001	0,008	0,013
Autriche	0,001	0,004	0,006
Irlande	0,003	0,018	0,039
Espagne	-0,001	0,001	0,012

Nous constatons que les réponses du PIB à un choc non fondamental ne sont pas uniquement homogènes en structure, elles le sont également en terme d'ampleur. Une fois encore, l'Autriche se présente comme le pays le moins impacté par la composante spéculative. Pourtant, nous constatons que l'effet instantané autrichien est très comparable aux autres pays. Nous en déduisons donc que cette relative faiblesse de l'impact est la conséquence d'une plus faible propagation, et non d'un plus faible effet direct. L'Irlande se distingue des autres pays par son impact près de trois fois supérieur aux autres pays européens. Des quatre pays, que sont l'Allemagne, la France, l'Italie et les Pays-Bas, l'Allemagne se présente comme l'économie la moins impactée par la composante spéculative.

2.2 Décomposition de la variance de l'erreur de prévision

Nous allons à présent nous intéresser aux décompositions de la variance de l'erreur de prévision. Cette analyse va nous permettre d'approfondir l'analyse des fonctions de réponses impulsionnelles. Les tableaux 4 et 5 permettent de visualiser la ventilation de nos erreurs de prévision, pour l'investissement et le PIB. L'horizon présenté, à savoir 12 trimestres, s'explique par le fait que nos parts respectives évoluent extrêmement peu après cet horizon.

Tableau 4 – Décomposition de la variance de l’erreur de prévision de l’investissement à un horizon de 12 trimestres

Pays	SPEC	VOL	YLD	INV	PIB
Allemagne	5,51%	5,28%	7,67%	78,13%	3,42%
France	21,07%	3,68%	4,25%	66,54%	4,46%
Italie	7,91%	10,38%	10,47%	67,72%	3,52%
Pays-Bas	6,79%	4,67%	4,72%	76,71%	7,11%
Autriche	4,87%	4,69%	4,14%	77,97%	8,33%
Irlande	6,95%	4,06%	3,57%	79,60%	5,83%
Espagne	13,31%	4,39%	9,11%	66,50%	6,69%

Le tableau 4 présente cette décomposition pour l’investissement. Nous notons pour chaque pays que la variance de l’investissement peut être largement expliquée par ses propres innovations. La sphère réelle représente entre 70% et 80% de la variance de l’investissement. Ainsi, les fluctuations de l’investissement peuvent être imputables à la sphère financière pour 20% à 30%. Ce constat traduit la forte connexion de la sphère réelle avec la sphère financière. Dans cinq cas sur sept, la composante spéculative s’impose comme la variable financière la plus influente. Nous ajoutons que l’importance de cette variable est, dans tous les cas, non négligeable avec une part comprise entre 4,87% et 21,07%. Nous ajoutons que la part allouée à la composante spéculative est supérieure à la part du PIB dans cinq cas sur sept. Ce constat confirme l’intérêt de notre étude en démontrant l’importance de la composante non fondamentale pour la sphère réelle. Une nouvelle fois, l’Autriche se présente comme l’économie la plus faiblement impactée par la composante spéculative. A l’inverse, le PIB français semble être particulièrement influencé par cette dernière.

Tableau 5 – Décomposition de la variance de l’erreur de prévision du PIB à un horizon de 12 trimestres

Pays	SPEC	VOL	YLD	INV	PIB
Allemagne	6,40%	4,04%	4,33%	44,17%	41,06%
France	23,14%	6,10%	5,18%	31,52%	34,05%
Italie	13,93%	10,67%	6,29%	25,60%	43,51%
Pays-Bas	10,94%	5,66%	12,39%	8,66%	62,35%
Autriche	7,15%	5,09%	3,95%	35,52%	48,28%
Irlande	17,41%	6,19%	3,21%	18,54%	54,65%
Espagne	16,30%	4,45%	13,51%	15,47%	50,26%

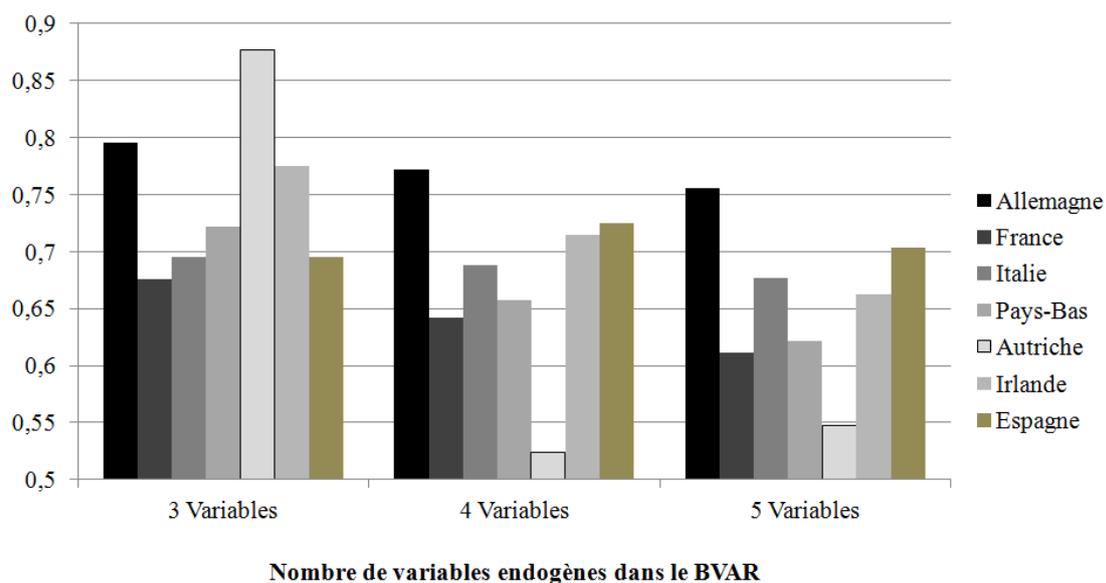
Le tableau 5 reporte les décompositions de la variance de l’erreur de prévision pour le PIB. De façon cohérente, le PIB paraît plus endogène que l’investissement avec une part autonome représentant environ 50% de sa variance. Nous ajoutons que globalement, aucune de nos variables ne semble incarner une part négligeable de la variance du PIB. La sphère financière

représente entre 15% et 35% des fluctuations de la production intérieure brute. Encore une fois, ce dernier constat traduit les fortes interactions existantes entre la sphère financière et la sphère réelle. Dans six cas sur sept, la composante spéculative s'impose comme la variable financière la plus importante. L'Allemagne(6,40%) et l'Autriche(7,15%) semblent être plus faiblement impactés par la composante spéculative que les autres pays avec une part inférieure à 10%. A l'inverse, la France ressort comme particulièrement sensible aux innovations de la composante non fondamentale (23,14%). Nous en déduisons donc que la composante spéculative a une véritable incidence sur l'activité économique, représentée ici par le PIB réel.

2.3 Test de Robustesse

Afin de nous assurer que l'estimation d'un modèle vectoriel à cinq variables endogènes n'est pas pénalisant compte tenu du faible nombre d'observations dont nous disposons, nous réalisons un test de robustesse. Nous comparons la qualité prédictive d'un simple modèle BVAR à trois variables avec d'autres spécifications¹⁶ Notre modèle de référence à trois variables est constitué de la composante spéculative, de l'investissement non résidentiel ainsi que du PIB. Nous comparons ce modèle à deux autres modèles composés chacun des trois variables de référence ainsi que d'une quatrième. Cette quatrième variable est alternativement la volatilité conditionnelle ou le spread de taux¹⁷. La dernière spécification testée correspond simplement au modèle détaillé précédemment.

Graphique 6 – U de Theil moyen par nombre de variables endogènes dans le BVAR



16. Nous retenons également quatre décalages pour chacun des modèles testés.

17. La variable exogène "Taux repo" n'est introduite dans le modèle qu'en présence du spread de taux.

Quatre modèles sont ainsi estimés. Nous mesurons la qualité prédictive de ces différentes spécifications, pour nos différents pays, en calculant la statistique du U de Theil. Comme dans le cadre du choix du nombre de décalage, nous appliquons une procédure "one-step-ahead" sur une training-period allant du premier trimestre 2009 au quatrième trimestre 2011. Le graphique 6 présente les résultats obtenus. Les valeurs représentent la moyenne des U de Theil pour chacune des équations du modèle. Les deux modèles à quatre endogènes sont représentés par une unique moyenne. Excepté pour le cas autrichien, nous constatons que la spécification présentant le pouvoir prédictif le plus important est incontestablement le modèle le plus large. Nous concluons donc que le meilleur modèle est celui que nous avons utilisé pour générer nos fonctions de réponses impulsionnelles.

3 Conclusion

Nous avons tenté d'analyser et de mesurer, pour sept économies de la zone euro, l'impact de la composante spéculative du prix des actions sur le PIB, à l'aide d'un modèle vectoriel VAR. Pour cela, nous avons adopté une méthodologie originale en définissant un large modèle vectoriel visant à endogénéiser les éventuels phénomènes de propagation et de second tour. En plus de son effet direct, le choc spéculatif initial est ainsi supposé impacter le PIB par un effet de propagation à la sphère financière ainsi qu'à la sphère réelle. La sphère réelle a été représentée à travers notre variable d'intérêt, le PIB, ainsi que par l'investissement non-résidentiel. Afin d'assurer un nombre de degrés de liberté suffisant, l'estimation d'un large modèle $VAR(p)$ nécessite un nombre important d'observations. Ne disposant pas d'un tel échantillon dans le cadre européen, nous avons contourné cette difficulté en recourant à l'inférence bayésienne. Utilisant les a priori du Minnesota, sept $BVAR(4)$ ont ainsi été estimés. L'impact de la composante spéculative sur le PIB a été analysée à travers l'étude des fonctions de réponses impulsionnelles (Cholesky), des fonctions de réponses généralisées et de la décomposition de la variance de l'erreur de prévision.

Bien que relativement hétérogènes, nos réponses simulées nous révèlent qu'un choc sur la valeur non fondamentale de l'indice boursier entraîne une augmentation de l'investissement non résidentiel. Après un effet instantané globalement positif, le choc spéculatif va entraîner une élévation de l'investissement au dessus de sa tendance jusqu'aux environs du cinquième trimestre. S'en suit alors une longue période de retour à la tendance jusqu'aux environs du huitième trimestre. Conformément à nos intuitions, l'étude des DVEP nous a révélé que la composante spéculative jouait un rôle non négligeable dans la variance de l'investissement.

La réponse du PIB au choc spéculatif semble très homogène pour quatre de nos sept pays, à savoir, l'Allemagne, la France, l'Italie ainsi que les Pays-Bas. Comme dans le cas de l'investissement, le PIB est impacté instantanément par le choc spéculatif. Cet effet positif contemporain nous laissait envisager l'existence d'un effet richesse sur la consommation des différents pays considérés. La production s'élève au dessus de sa tendance jusqu'aux environs du troisième trimestre. Nous avons observé, par la suite, un retour à la tendance compris entre le sixième et le septième trimestre. Comme dans le cas de l'investissement, l'Espagne et l'Irlande se distingue par une structure et une ampleur très particulière. Ces résultats ne sont pas étonnants au regard des importantes différences existants entre ces deux économies, prises dans leur globalité, et les cinq autres pays considérés. L'Autriche se différencie également par la faible sensibilité de son activité au choc spéculatif. La *DVEP* nous montre que dans six cas sur sept, la composante spéculative s'impose comme la variable financière la plus déterminante pour le PIB.

Ces résultats empiriques nous ont permis de mettre en évidence l'impact non négligeable de chocs spéculatifs sur le PIB. Ils nous ont également permis de constater que l'impact sur la PIB ne semble pas être exclusivement dû à une réaction de l'investissement, mais peut-être également à une réaction de la consommation. Il n'est pas toutefois exclu que ces résultats soient sensibles à la méthode de décomposition du prix des actifs. Une étude future pourrait consister à analyser la stabilité de ces résultats dans le cadre d'autres méthodes d'extraction de la composante spéculative. De plus, à l'inverse d'études récentes comme Tkacz and Wilkins (2008), nous avons considéré un cadre purement linéaire. Il semble alors pertinent de s'interroger sur la présence d'éventuels effets de seuil entre, par exemple, surévaluation et sous évaluation du prix des actions. Bien sûr, ce type d'étude nécessite également un nombre important d'observations. Le recours à l'inférence bayésien pourrait, une nouvelle fois, offrir une alternative sérieuse aux méthodes économétriques classique, plus gourmande en degrés de liberté.

Références

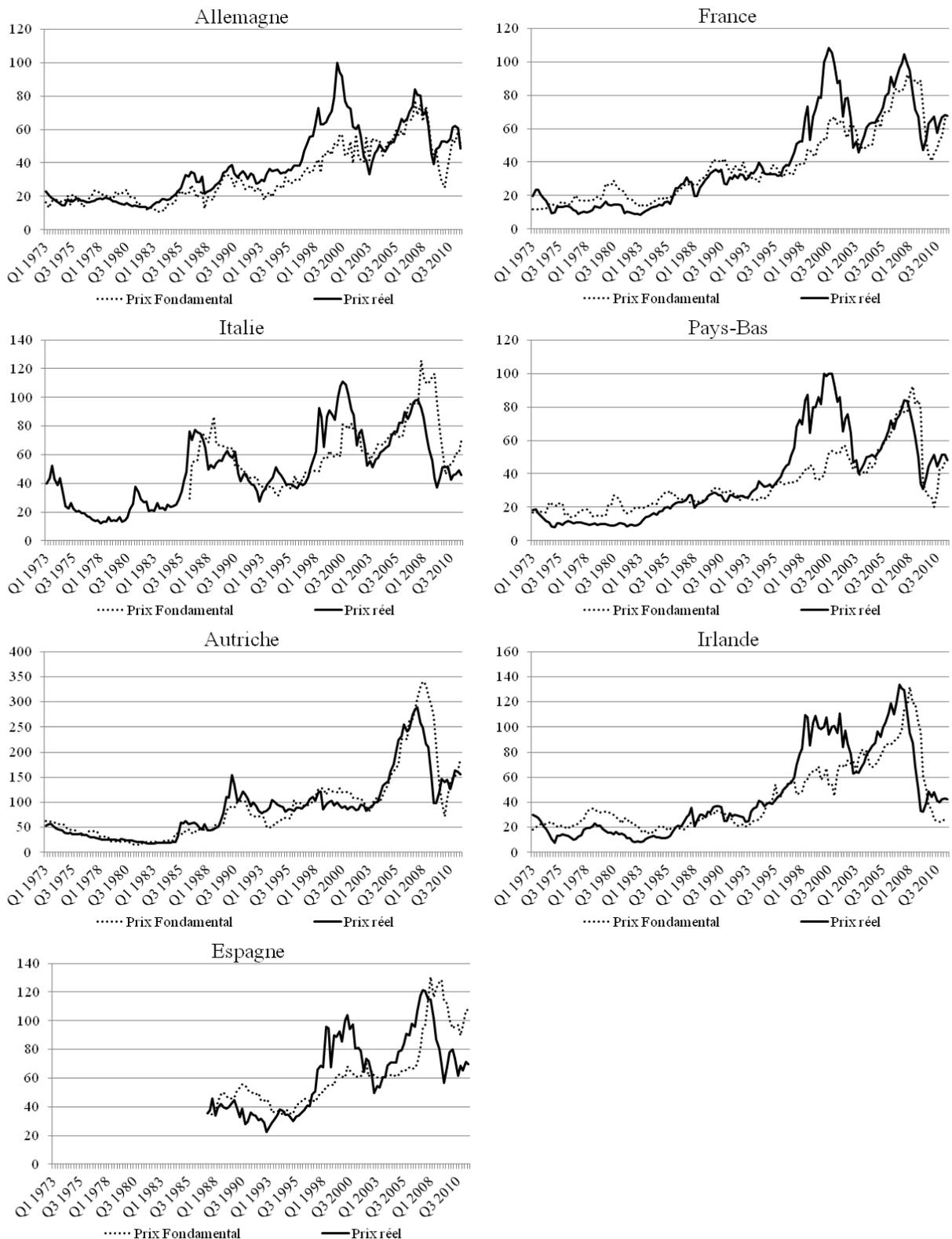
- Allen, D. and Yang, W. (2004). Do uk stock prices deviate from fundamentals ?, *Mathematics and Computers in Simulation* **64** : pp 373–383.
- Andersen, M. and Subbaraman, R. (1996). Share prices and investment, *Reserve Bank of Australia - Discussion Paper 9610* .
- Angelidis, T. (2010). Idiosyncratic risk in emerging markets, *The Financial Review* **45(4)** : 1053–1078.
- Barrel, R., Davis, P. and Pomerantz, O. (2006). Costs of financial instability, household sector balance sheet and consumption., *Journal of Financial Stability* **2** : pp 194–216.
- Becker, R., Lee, J. and Cup, B. (2010). An empirical analysis of mean reversion of the s&p500's p/e ratios., *Journal of Economic and Finance* .
- Bernanke, B. and Gertler, M. (1989). Agency costs, net worth and business fluctuations, *American Economic Review* **79(1)** : pp 14–31.
- Bernanke, B., Gertler, M. and Gilchrist, M. (1996). The financial accelerator and the flight to quality, *The review of Economic and Statistics* **78** : pp 1–15.
- Blanchard, O., Rhee, C. and Summers, L. (1993). The stock market, profit and investment, *Quarterly Journal of Economics* **108** : pp 115–136.
- Blot, C., Bayon, S. L., Lemoine, M. and Levasseur, S. (2009). De la crise financière à la crise économique. une analyse comparative france-etats-unis, *Revue de L'OFCE* **110** : 255–281.
- Bordo, M., Eichengreen, B., Kliengebiel, D. and Martinez-Peria, M. (2001). Is the crisis problem growing more severe ?, *Economic policy* **16** : pp 51–82.
- Branston, C. and Groenewold, N. (2003). Investment and share prices : Fundamental versus speculative component., *The North American Journal of Economics and Finance* **15** : pp 199–226.
- Campbell, J. and Shiller, R. (1988). Stock prices, earnings and expected dividends, *Journal of Finance* **43** : pp 661–676.
- Campbell, J. and Shiller, R. (2001). Valuations ratios nad the long run stock market outlook : An update, *NBER working paper series* .

- Carlson, J., Pelz, E. and Wohar, M. (2002). Will the valuation ratios revert to their historical means ? some evidence from breakpoint tests., *The Journal of Portfolio Management* **28** : pp 22–35.
- Chirinko, R. and Schaller, H. (1996). Bubbles, fundamentals and investment : A multiple equation testing strategy, *Journal of Monetary Economics* **38** : pp 47–76.
- Chirinko, R. and Schaller, H. (2011). Fundamentals, misvaluation and business investment, *Journal of Money, Credit and Banking* **43** : pp 1423–1442.
- Chung, H. and Lee, B. (1998). Fundamentals and non-fundamental components in stock prices of pacific-rim countries, *Pacific-Basin Finance Journal* pp. pp 321–346.
- Davis, E. P. (2010). New international evidence on asset-price effects on investment and a survey for consumption., *OECD Journal, Economic Studies* **1**.
- Doan, T. (2010). *Rats 8.10 User's Guide*.
- Dolignon, C. and Roger, F. (2010). Transmission d'un choc financier à la sphère réelle : le rôle de l'accélérateur financier., *Working Paper Amundi* **4**.
- Ferrara, L. (2010). Les variables financières sont-elles utiles pour anticiper la croissance économique ? quelques évidences économétriques, *Revue économique* **61** : 645–655.
- Galeotti, M. and Schiantarelli, F. (1994). Stock market volatility and investment : Do only fundamentals matters ?, *Economica* **61** : pp 147–165.
- Gordon, S. and Bélanger, G. (1996). Echantillonnage de gibbs et autres applications économétriques des chaînes markoviennes, *L'Actualité Economique* **72** : pp 27–49.
- Graham, B. and Dodd, D. (1934). *Security Analysis*.
- Kim, H. (2009). Generalized impulse response analysis : General or extreme ?, *Working Paper* .
- Lardic, S. and Mpacko-Priso, A. (1996). L'analyse bayésienne peut-elle inciter les experts à réviser le mode de formation de leurs anticipations ?, *Journal de la Societe statistique de Paris* **137** : 35–67.
- Lee, B. (1998). Temporary and non-fundamental components of stock prices, *The Journal of Financial and Quantitative Analysis* **33** : pp 1–32.

- Nelson, C. and Plosser, C. (1982). Trends and random walks in macroeconomic time series, *Journal of Monetary Economics* **10** : 139–162.
- Pesaran, H. and Shin, Y. (1998). Generalized impulse response analysis in linear multivariate models, *Economic Letters* **48** : pp 17–29.
- Poterba, J. and Samwick, A. (1995). Stock ownership patterns, stock market fluctuations and consumption, *Brookings Bulletin paper on Economic Activity* **1995** : pp 295–372.
- Rapach, D. and Wohar, M. (2005). Valuations ratios and the long-horizon stock price predictability, *Journal of Applied Econometrics* **20** : pp 327–344.
- Serven, L. (2003). Real exchange rate uncertainty and private investment in developing countries, *Review of Economics and Statistics* **85** : 212–217.
- Spiersdijk, L., Bikker, J. and VanDenHoek, P. (2010). Mean reversion in international stock markets : An empirical analysis of the 20th century, *De Nederlandsche Bank WorkingPaper* .
- Stock, J. and Watson, M. (2003). Forecasting output and inflation : the role of asset prices, *Journal of Economic Literature* **85** : pp 212–217.
- Tai, C.-S. (2008). Asymmetric currency exposure and currency risk pricing, *International Review of Financial Analysis* **41** : 788–829.
- Tkacz, G. and Wilkins, C. (2008). Linear and threshold forecasts of output and inflation using stock and housing prices, *Journal of Forecasting* **27** : pp 131–151.

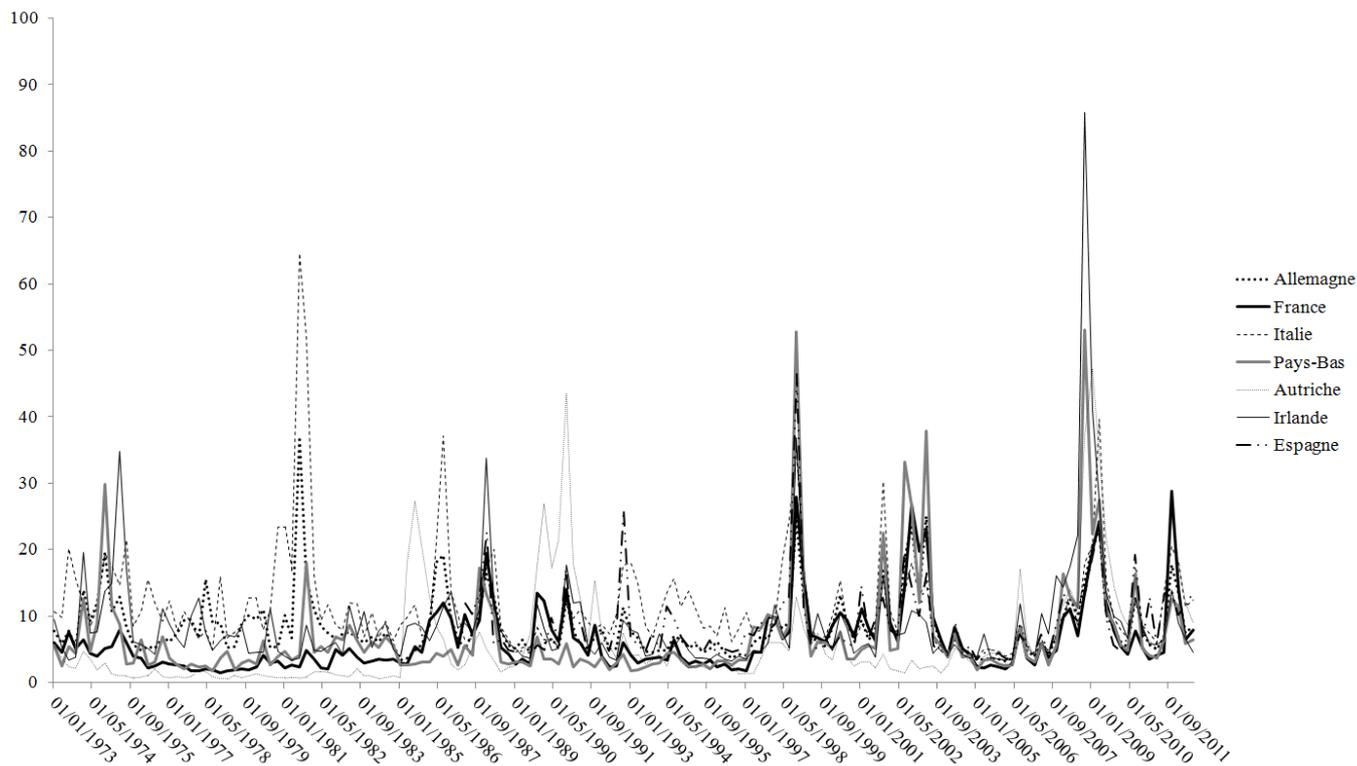
Annexe A : Données

Graphique 7 – Prix réel et prix fondamental estimé



Annexe B : Volatilités conditionnelles estimées

Graphique 8 – Volatilités conditionnelles estimées



Annexe C : Fonctions de réponse impulsionnelles généralisées

Tableau 6 – Réponses généralisées cumulées d'un choc sur la composante spéculative

	Investissement			PIB		
	Impact direct	Impact à 1an	Impact à 3 ans	Impact direct	Impact à 1an	Impact à 3 ans
Allemagne	0,001	0,009	0,021	0,001	0,005	0,008
France	0,003	0,023	0,036	0,001	0,009	0,012
Italie	0,001	0,014	0,021	0,002	0,008	0,012
Pays-Bas	0,005	0,017	0,039	0,001	0,008	0,013
Autriche	0,001	0,005	0,009	0,001	0,004	0,006
Irlande	0,012	0,034	0,001	0,003	0,018	0,039
Espagne	0,000	0,011	0,054	-0,001	0,001	0,012