

**ÉCOLE DOCTORALE SCIENCES DE L'HOMME ET
DE LA SOCIÉTÉ**

LABORATOIRE D'ÉCONOMIE D'ORLÉANS

THÈSE présentée par :

Kouamé Désiré KANGA

soutenue le : **25 Janvier 2017**

pour obtenir le grade de : **Docteur de l'université d'Orléans**

Discipline : **Sciences Économiques**

**Essais sur l'impact des mesures de politique monétaire
non conventionnelle dans la zone euro**

THÈSE dirigée par :

Grégory LEVIEUGE
Patrick VILLIEU

Professeur, Université d'Orléans
Professeur, Université d'Orléans

RAPPORTEURS :

Cristina BADARAU-SEMENESCU

Maître de Conférences HDR,
Université de Bordeaux

Jean-Bernard CHATELAIN

Professeur, Université Paris 1

JURY :

Cristina BADARAU-SEMENESCU

Maître de Conférences HDR,
Université de Bordeaux

Jean-Bernard CHATELAIN

Professeur, Université Paris 1

Grégory LEVIEUGE

Professeur, Université d'Orléans

Jean-Christophe POUTINEAU

Professeur, Université de Rennes 1

Jean-Guillaume SAHUC

Économiste, Banque de France

Patrick VILLIEU

Professeur, Université d'Orléans

*L'université d'Orléans n'entend donner aucune approbation
ni improbation aux opinions émises dans cette thèse ;
elles doivent être considérées comme
propres à leurs auteurs.*

Remerciements

Avant tout, j'aimerais exprimer toute ma gratitude à mes encadrants Grégory Levieuge et Patrick Villieu pour avoir accepté de diriger cette thèse. Je les remercie pour avoir su me laisser la liberté intellectuelle nécessaire dans mes travaux tout en gardant un œil critique et avisé. Je leur suis reconnaissant pour leur encadrement attentif, leur rigueur, leur patience, leur disponibilité, leurs conseils très précieux et leur implication pour l'achèvement de cette initiation à la recherche. Ces années à vos côtés constituent pour moi une expérience enrichissante et surtout un trésor intarissable.

Je voudrais également remercier Madame Cristina Badarau-Semenescu et Monsieur Jean-Bernard Chatelain pour m'avoir fait l'honneur de rapporter cette thèse. Je remercie également Messieurs Jean-Christophe Poutineau et Jean-Guillaume Sahuc pour avoir accepté de siéger dans mon Jury de thèse.

Mes remerciements vont à l'endroit de Monsieur Jean Paul Pollin pour ses précieux conseils et remarques lors des présentations en séminaires de recherche et encouragements tout au long de la rédaction de cette thèse.

J'ai bénéficié du soutien financier de l'École Nationale Supérieure de Statistique et d'Economie Appliquée (ENSEA) d'Abidjan à travers le projet PACER-UEMOA (Programme d'Appui et de développement des Centres d'Excellence Régionaux de l'Union Économique et Monétaire Ouest Africaine). Je remercie l'ENSEA pour ce soutien.

Ce travail de recherche s'est déroulé au sein du Laboratoire d'Economie d'Orléans (LEO). C'est un cadre de recherche qui se démarque par l'ambiance conviviale de travail et l'interaction entre chercheurs qui y règnent. Je voudrais remercier tous les enseignants chercheurs du LEO en particulier Denisa Banulescu, Aymen Belgacem, Rémi Bazillier, Raphaëlle Bellando, Gilbert Colletaz, Nicolas Debarsy, Sébastien Galanti, Christophe Hurlin, Amine Lahiana, Aziz Ndoye, Daria Onori, Louis Raffestin, Thierry Baudassé, Alexis Direr, Xavier Galiège, Christophe Rault, Sébastien Ringuédé, Françoise Le Quéré, Camélia Turcu pour leur implication dans cette initiation à la recherche. Un merci tout spécial à Renée-Hélène, Cécile, Caroline, Colette, Karine et Solange pour leur sollicitude et leur aide dans toutes mes procédures administratives.

Je m'adresse maintenant à tous mes collègues et amis du LEO avec qui j'ai partagé des moments inoubliables. Je voudrais nommer Ahmed, Asma, Aurélien, Eric, Kawther, Nicolas, Abdoul, Awa, Ismaël, Alexandra, Armand, Aslan, Fadi, Hadi, Muhammad, Nabila, Noaman, Oana, Sylvain, Yannick, Christian, Florian, Léonardo, Marie-Pierre, Nicolas, Achille, Jérémy, Nada, Olessia, Hajare, Jean-Charles, Adrian, Marie-Laure, Réda, Bogdan, Montserrat, Yunzhi, Raphaël,.

J'adresse mes remerciements au Directeur de l'ENSEA pour m'avoir permis d'effectuer ces séjours de recherche et pour l'appui financier. Je voudrais remercier tous les collègues et le personnel administratif de l'ENSEA. Je voudrais faire une mention spéciale à Esso Jacques qui a été à l'origine de cette thématique et qui n'a jamais faibli dans son soutien. Tu es un guide pour moi dans le monde de la recherche.

Je dis merci à Dieu qui m'a donné la force de rester productif dans les moments difficiles. Mon infinie reconnaissance à mes parents pour l'attention et le soutien qu'ils m'ont accordés. Je pense particulièrement à feu mon père qui a su m'orienter et me donner le goût du travail. Je dis merci à ma mère pour tous les sacrifices consentis. Je remercie Christelle, pour tous les sacrifices consentis et surtout pour sa patience et sa tolérance. Elle est bien souvent restée seule avec les enfants durant tous mes séjours en France. Trouve ici l'expression de ma reconnaissance et de ma profonde gratitude pour ces sacrifices. Je n'oublie pas Samuel et Esther, pour qui mes absences répétées ont été souvent difficiles à supporter. Je remercie mes oncles, mes cousins et frères pour leur soutien moral et pour leur soutien. Pour ne pas en oublier, je n'ose pas citer de noms. Que chacun d'entre vous retrouve en ces mots ma reconnaissance. Je remercie Aboudou, Asiel, Cyrille, Donald, Issouf, Marc, Michael, Nassirath et Ruben pour leur soutien inébranlable.

Table des matières

Remerciements	v
Sommaire	vii
Liste des graphiques	xi
Liste des Tableaux	xv
Abréviations	xviii
 Introduction générale	 1
Chapitre introductif	25
1 Introduction	25
2 Définition, caractérisation des politiques non conventionnelles et expérience de la BCE	27
2.1 Assouplissement quantitatif <i>versus</i> assouplissement qualitatif	28
2.2 Particularité des politiques non conventionnelles	29
2.2.1 Complémentarité ou substituabilité à la politique de taux ?	29
2.2.2 Politiques non conventionnelles ou forme voilée de création monétaire ?	29
2.2.3 Le choix des partenaires	30
2.3 Expérience de la BCE	30
2.4 Implications en termes de bilan	34
3 Canaux probables de transmission des politiques non conventionnelles	35
3.1 Canal des anticipations	36
3.2 Canal de la monnaie	39
3.3 Canal du prix des actifs	40
3.4 Canal du crédit	42
3.5 Canal du taux de change	44
4 Quel bilan des politiques non conventionnelles ?	44
4.1 Apport des études d'événements	45
4.2 Contribution des modèles de structure par terme	45
4.3 Apport de la modélisation en équilibre général	45
4.4 Apport de la régression linéaire (à une équation)	47
4.5 Contribution des modèles VAR	48

4.6	Implication des politiques non conventionnelles en termes d'inflation, de production et de chômage	56
5	Conclusion	59
Annexe		61

I Politiques monétaires non conventionnelles et conditions de financement 63

1	Effets des politiques monétaires non conventionnelles sur le coût du crédit dans la zone euro	67
1.1	Introduction	67
1.2	Une revue de l'effet des mesures prises par la BCE sur les conditions de financement	69
1.3	Effets directs des politiques non conventionnelles	71
1.4	Effets indirects des politiques non conventionnelles	74
1.5	Comment expliquer l'hétérogénéité de l'effet des mesures non conventionnelles ?	77
1.5.1	Méthode d'évaluation de l'effet indirect et conditionnel des mesures non conventionnelles	78
1.5.2	Influence de l'environnement macro-financier	80
1.5.3	Influence de la santé du secteur bancaire	83
1.5.4	Influence de la structure financière des économies	86
1.6	Conclusion	88
2	Effets des politiques monétaires non conventionnelles sur la courbe des taux	91
2.1	Introduction	91
2.2	Modèle et démarche empirique	96
2.2.1	Mesures non conventionnelles et prime de risque	96
2.2.2	Paramètres théoriques de la courbe des taux d'intérêt	98
2.2.3	Mesures non conventionnelles et anticipations	101
2.2.4	Données et stratégie d'estimation	103
2.3	Mesures non conventionnelles et anticipations	104
2.3.1	Comment les investisseurs perçoivent-ils la mise en œuvre des mesures non conventionnelles ?	105
2.3.2	Actions de la BCE et confiance sur les marchés	107
2.3.3	Quel effet du bilan de la BCE sur la pente de la courbe des taux ?	109
2.3.4	La BCE a-t-elle réussi à créer des anticipations d'inflation ?	110
2.3.5	Sensibilité des résultats et synthèse	112
2.4	Les politiques monétaires non conventionnelles ont-elles réduit la prime de risque ?	113
2.4.1	Effets sur la prime de risque à court et moyen-termes	113
2.4.2	Effets des politiques sur la prime de risque à long terme	115
2.4.3	Effets des politiques sur la prime de risque à très long terme	115
2.5	Conclusion	116
Annexes		119
A	Caractéristiques de la courbe des taux et statistiques descriptives	119

B	Résultats de l'évaluation de l'hypothèse 2.2.2	120
C	Analyse d'événement à l'introduction du <i>forward guidance</i>	123
D	Résultats du modèle TVP-FAVAR avec le LTRO	124
II Effets macroéconomiques et financiers des politiques monétaires non conventionnelles		127
3	Évaluation des effets des politiques monétaires non conventionnelles par un modèle structurel à facteurs dynamiques	131
3.1	Introduction	131
3.2	Méthodologie	134
3.2.1	Présentation du modèle	135
3.2.2	Stratégie d'estimation du modèle	136
3.2.3	Calcul des réponses impulsionnelles	137
3.2.4	Données et transformation	138
3.2.5	Test de l'hétérogénéité des réponses	139
3.2.6	Identification du choc de politique monétaire	139
3.3	Résultats empiriques	140
3.3.1	Nombre de facteurs et de chocs communs	140
3.3.2	Validation de la stratégie d'identification	142
3.3.3	Politiques non conventionnelles et prix des actifs	142
3.3.4	Effets sur les taux longs	143
3.3.5	Effet de liquidité des politiques non conventionnelles	147
3.3.5.1	Taux débiteurs sur le crédit aux entreprises	147
3.3.5.2	Indicateurs d'offre et de demande crédit	147
3.3.6	Effets macroéconomiques	153
3.3.6.1	Effets sur le taux de change	153
3.3.6.2	Effets sur l'activité	155
3.3.6.3	Effets sur l'inflation	156
3.4	Sensibilité des résultats à l'instrument de politique non conventionnelle . .	158
3.4.1	Prix des actifs et taux longs	158
3.4.2	Conditions et volume de crédit	161
3.4.3	Production, taux de change et inflation	164
3.5	Sensibilité des résultats à la spécification du modèle et à la stratégie d'identification	164
3.6	Conclusion	166
Annexes		169
3.A	Détermination du nombre de facteurs et de chocs communs	169
3.B	Résultats avec la taille du bilan comme indicateur de politique monétaire	170
3.C	Résultats avec le LTRO comme indicateur de politique monétaire	171
3.D	Résultats avec le SMP comme indicateur de politique monétaire	178
3.E	Résultats en utilisant sept facteurs communs	183
3.F	Résultats en utilisant une nouvelle stratégie d'identification	187
3.G	Ouverture et taux d'intermédiation	191
4	Une évaluation des effets des politiques monétaires non conventionnelles à partir d'un modèle DSGE à deux pays	193

4.1	Introduction	193
4.2	Les composantes du modèle	195
4.2.1	Les ménages	197
4.2.2	Le secteur de la production	200
4.2.2.1	Producteurs de biens finals	201
4.2.2.2	Secteur de production du capital	203
4.2.2.3	Secteur des détaillants	204
4.2.3	Le secteur bancaire	204
4.2.4	Politique monétaire et interventions de la banque centrale	210
4.2.5	Le gouvernement	212
4.2.6	Agrégation et équilibre	213
4.3	Calibration, état stationnaire et dynamique du modèle	215
4.3.1	Paramètres	215
4.3.1.1	Paramètres communs aux deux pays	215
4.3.1.2	Paramètres spécifiques à chaque pays	216
4.3.2	Etat stationnaire	218
4.3.3	Dynamique du modèle	219
4.4	Les effets des mesures non conventionnelles	220
4.4.1	Effets sur le prix des actifs et les <i>spreads</i>	221
4.4.2	Mesures non conventionnelles et secteur financier	222
4.4.3	Mesures non conventionnelles et secteur des entreprises	225
4.4.4	Effets macroéconomiques des mesures non conventionnelles	226
4.5	Quel effet de l'endettement des firmes ?	228
4.6	Les leviers financiers des secteurs bancaire et des entreprises comptent-ils vraiment ?	230
4.7	Conclusion	233
A	Equations du modèle	235
A.1	Indices de prix	235
A.2	Comportement des ménages	236
A.3	Comportement des entreprises	237
A.4	Le secteur bancaire	241
B	Equilibres et résumé	242
B.1	Secteur de la production	242
B.2	Ménages	243
B.3	Secteur bancaire	243
B.4	Intervention de la banque centrale	244
B.5	Politique monétaire	244
B.6	Contrainte de ressources	245
	Conclusion générale	247
	Bibliographie	275

Liste des graphiques

1	Évolution du spread de taux (Euribor et Swap sur EONIA) à 3 mois . . .	3
2	Évolution du risque systémique sur le marché monétaire et au niveau des intermédiaires financiers	4
3	Taux directeurs de quelques banques centrales	7
4	Évolution des spreads souverains	12
5	Evolution du coût du crédit total (%)	13
6	Bilan synthétique de la BCE (milliard d’euros)	35
7	Quelques effets des politiques monétaires non conventionnelles	38
8	Évolution de la base et la masse monétaire	39
1.1	Réponses du coût réel du crédit suite à un choc de l’EONIA en fonction de la croissance	80
1.2	Réponses du coût réel du crédit suite à un choc de l’EONIA en fonction de la probabilité de défaut de l’économie	81
1.3	Réponses du coût réel du crédit suite à un choc de l’EONIA en fonction de la dette publique	82
1.4	Réponses du coût réel du crédit suite à un choc de politique monétaire en fonction de la prime souveraine	83
1.5	Réponses du coût réel du crédit suite à un choc de l’EONIA en fonction du risque systémique	83
1.6	Réponses du coût réel du crédit suite à un choc de l’EONIA en fonction de la taille du secteur bancaire	84
1.7	Réponses du coût réel du crédit suite à un choc de l’EONIA en fonction de la liquidité bancaire	85
1.8	Réponses du coût réel du crédit suite à un choc de l’EONIA en fonction de la capitalisation bancaire	85
1.9	Réponses du coût réel du crédit suite à un choc de l’EONIA en fonction du NPL	86
1.10	Réponses du coût réel du crédit suite à un choc de l’EONIA en fonction de l’indice de Lerner	87
1.11	Réponses du coût réel du crédit suite à un choc de l’EONIA en fonction de l’indice de Herfindahl-Hirschman	88
1.12	Réponses du coût réel du crédit suite à un choc de l’EONIA en fonction de la capitalisation boursière	88
2.1	Quelques courbes de taux dans la zone euro	92
2.2	Illustration de la courbe de taux	99
2.3	Effet de la taille du bilan de la BCE sur τ_2	106
2.4	Effet de la taille du bilan sur $R(\tau_2)$	108

2.5	Effet de la taille du bilan sur la pente de la courbe des taux	110
2.6	Effet de la taille du bilan sur les anticipations d'inflation	111
2.D.1	Réponses de τ_2 à un choc du LTRO	124
2.D.2	Réponses de $R(\tau_2)$ à un choc du LTRO	124
2.D.3	Réponses de la pente (SL) de la courbe des taux à un choc du LTRO . .	125
2.D.4	Réponses de β_0 à un choc du LTRO	125
3.1	Validation de la stratégie d'identification	143
3.2	Réponses des rendements des actifs suite à un choc du bilan	144
3.3	Réponses des taux longs à un choc du bilan	145
3.4	Réponses des spreads souverains à un choc du bilan	146
3.5	Réponses du BLR à un choc du bilan	148
3.6	Réponses des indicateurs d'offre de crédit à un choc de bilan	149
3.7	Réponses de la demande de crédit à un choc du bilan de la BCE	150
3.8	Réponses du crédit aux entreprises non financières à un choc du bilan . .	152
3.9	Réponses du taux de change effectif réel à un choc du bilan	154
3.10	Réponses de l'indicateur composite avancé (CLI) à un choc du bilan . . .	156
3.11	Réponses de l'inflation à un choc de bilan	157
3.12	Réponses des rendements des actifs	159
3.13	Différence dans les réponses des taux longs et des spreads souverains suite aux chocs de LTRO et SMP	160
3.14	Différence dans les réponses des BLR et du volume du crédit suite aux chocs de LTRO et SMP	162
3.15	Différence dans les réponses des conditions d'offre et de demande de crédit suite aux chocs de LTRO et SMP	163
3.16	Différences dans les réponses des variables macroéconomiques à des chocs du LTRO et du SMP	165
3.A.1	Nombre de facteurs estimés par l'approche de Alessi et al. (2010)	169
3.B.1	Réponses du MIX à un choc du bilan	170
3.B.2	Réponses de l'Indice de la production industrielle à un choc du bilan . . .	170
3.C.1	Hétérogénéité dans les réponses du BLR à un choc du LTRO	171
3.C.2	Réponses de l'Indice de la production industrielle à un choc du LTRO . .	171
3.C.3	Réponses des taux longs et primes souveraines à un choc du LTRO	172
3.C.4	Hétérogénéité dans les réponses des taux longs à un choc du LTRO	173
3.C.5	Réponses du BLR, des indicateurs d'offre et de demande de crédit à un choc du LTRO	174
3.C.6	Hétérogénéité dans les réponses des indicateurs d'offre et de demande de crédit à un choc du LTRO	175
3.C.7	Réponses du crédit aux entreprises à un choc du LTRO	176
3.C.8	Réponses des variables macroéconomiques à un choc du LTRO	177
3.D.1	Réponses des taux longs et primes souveraines à un choc du SMP	178
3.D.2	Réponses du BLR, des indicateurs d'offre et de demande de crédit à un choc du SMP	179
3.D.3	Réponses du crédit aux entreprises à un choc du SMP	180
3.D.4	Réponses des variables macroéconomiques à un choc du SMP	181
3.D.5	Réponses de l'Indice de la production industrielle à un choc du SMP . . .	182
3.E.1	Réponses des taux longs et primes souveraines à un choc du bilan avec 7 facteurs	183

3.E.2	Réponses du BLR, des indicateurs d'offre et de demande de crédit à un choc du bilan avec 7 facteurs	184
3.E.3	Réponses du crédit aux entreprises à un choc du bilan avec 7 facteurs . . .	185
3.E.4	Réponses des variables macroéconomiques à un choc du bilan avec 7 facteurs	186
3.F.1	Réponses des taux longs et primes souveraines à un choc du bilan suivant un autre schéma d'identification	187
3.F.2	Réponses du BLR, des indicateurs d'offre et de demande de crédit à un choc du bilan suivant un autre schéma d'identification	188
3.F.3	Réponses du crédit aux entreprises à un choc du bilan suivant un autre schéma d'identification	189
3.F.4	Réponses des variables macroéconomiques à un choc du bilan suivant un autre schéma d'identification	190
3.G.5	Degré d'ouverture des économies	191
3.G.6	Taux d'intermédiation	191
4.1	Réponses de variables macroéconomiques et financières à des chocs technologiques et à un choc de politique monétaire	219
4.2	Effets des mesures non conventionnelles sur le prix des actifs et des <i>spreads</i>	221
4.3	Mesures non conventionnelles et secteur financier	223
4.4	Mesures non conventionnelles et secteur des entreprises	226
4.5	Effets macroéconomiques des politiques non conventionnelles	227
4.6	Mesures non conventionnelles et prix des actifs et des <i>spreads</i>	228
4.7	Mesures non conventionnelles et secteurs financier et des entreprises . . .	229
4.8	Mesures non conventionnelles et variables macroéconomiques	230
4.9	Réponses du prix des actifs et des <i>spreads</i> aux mesures non conventionnelles	231
4.10	Réponses de variables des secteurs financier et des entreprises aux mesures non conventionnelles	232
4.11	Réponses de variables macroéconomiques aux mesures non conventionnelles	233

Liste des tableaux

1	Évolution de quelques indicateurs macro-économiques	5
2	Évolution du déficit budgétaire (en % du PIB) de quelques pays	6
3	Quelques indicateurs sur l'hétérogénéité de la zone euro	10
4	Effets des politiques monétaires non conventionnelles sur les conditions de crédit dans la zone euro	49
5	Effets macroéconomiques des politiques non conventionnelles de la BCE .	58
6	Chronogramme des mesures non conventionnelles de la BCE	61
1.1	Liste, définitions et sources des variables	73
1.2	Effets directs des mesures non conventionnelles sur le coût réel du crédit .	74
1.3	Effets indirects des mesures non conventionnelles sur le coût réel du crédit	76
1.4	Définition et sources des variables conditionnelles	79
2.1	Paramètres des courbes de taux du graphique 2.1	98
2.2	Nature et sources des données	104
2.3	Évolution de τ_2	105
2.4	Evolution de $R(\tau_2)$	107
2.5	Évolution de la pente de la courbe des taux (SL)	109
2.6	Evolution de β_0 dans les pays étudiés	111
2.7	Effets des mesures non conventionnelles sur les primes de court et moyen termes	114
2.8	Effets des mesures non conventionnelles sur la prime de long terme	115
2.9	Effets des politiques non conventionnelles sur la prime de 30 ans	116
2.A.1	Caractéristiques de $r(m)$	119
2.A.2	Prime de risque en 2007 et 2008 dans certains pays de la zone euro	119
2.B.3	Effets des politiques non conventionnelles sur la prime de 1 an	120
2.B.4	Effets des politiques non conventionnelles sur la prime de 15 ans	120
2.B.5	Effets des politiques non conventionnelles sur la prime de 3 ans	121
2.B.6	Effets des politiques non conventionnelles sur la prime de 5 ans	121
2.B.7	Effets des politiques non conventionnelles sur la prime de 7 ans	122
2.B.8	Effets des politiques non conventionnelles sur la prime de 10 ans	122
2.C.9	Variations des indicateurs autour de l'introduction du forward guidance .	123
3.1	R^2 (en %) de la régression de quelques variables sur les facteurs communs	141
3.2	Sélection des facteurs statiques	169
4.1	Évolution des caractéristiques des secteurs bancaires et des entreprises dans la zone euro	217
4.2	Etats stationnaires	218

Abréviations

ABSPP	Asset-Backed Securities Purchase Programme
BCE	Banque Centrale Européenne
CBPP	Covered Bond Purchase Programme
CISS	Composite Indicator of Systemic Stress
CRI	Credit Research Institute
EONIA	Euro OverNight Index Average
FED	Federal Reserve System
FRFA	Fixed-Rate Full Allotment
GFDD	Global Financial Development Database
LTRO	Longer-Term Refinancing Operations
OCDE	Organisation de Coopération et de Développement Économiques
OMT	Outright Monetary Transactions
OPR	Opération Principale de Refinancement
PSPP	Public Sector Purchase Programme
SMP	Securities Markets Programme
TLTRO	Targeted Longer-Term Refinancing Operations

À Samuel et Esther

Introduction générale

La crise financière et économique a remis en cause les modalités de la politique monétaire. Alors que la règle de Taylor était utilisée dans un environnement stable, aujourd'hui les politiques non conventionnelles sont conduites dans un environnement hautement incertain. Ces politiques sont pour la plupart inexplorées à tel point que les banquiers centraux étaient comparés à des marins qui naviguaient à vue dans des eaux inconnues¹. Cette thèse porte sur une évaluation théorique et empirique des politiques monétaires non conventionnelles dans un environnement hétérogène. Nous nous concentrons, en particulier, sur la zone euro dans laquelle la politique monétaire est commune à dix-neuf pays présentant chacun une singularité. Cette politique commune a été mise en œuvre pour faire face aux effets négatifs des différentes crises survenues depuis 2008.

Contexte

La crise de l'été 2007 s'est amorcée aux Etats-Unis sur le marché des titres hypothécaires, plus spécifiquement sur les *subprimes*. Les *subprimes* sont des prêts immobiliers accordés à des ménages américains qui ne remplissent pas les conditions pour souscrire à un emprunt immobilier classique. Ces prêts, accordés aux clients les plus risqués, ont cette particularité d'être, généralement, à taux variables et adossés à la valeur du bien immobilier de l'emprunteur. Le développement de cette forme de financement a été favorisé par un environnement macroéconomique relativement stable (faible inflation, croissance forte), une hausse entretenue des prix de l'immobilier et des taux d'intérêt bas. Dans cet environnement de très faible taux d'intérêt, les agents ont investi dans des titres rémunérateurs, mais risqués, pour accroître leurs rendements (Altunbas et al., 2014). Cette situation a conduit à une sous-évaluation du risque par les institutions financières,

1. On retrouve l'expression *uncharted waters* dans Stavrev et al. (2009)

les agences de notation, les régulateurs et les investisseurs. Ce phénomène a été accentué par la naissance d'une classe de courtiers immobiliers non-bancaires qui n'étaient pas soumis à la même réglementation que les banques. Ces agents, appelés *structured investment vehicles*, agissaient comme des banques, en empruntant à très court-terme et en finançant des produits structurés² très rémunérateurs. Parallèlement, on a assisté à un développement de la titrisation des crédits hypothécaires ou des produits dérivés de ces titres (Brennan et al., 2009). Ces innovations financières ont permis aux banques de revendre une partie de leurs crédits hypothécaires contre de la liquidité et, par la même occasion, partager le risque entre un grand nombre d'agents. Ce partage du risque était considéré comme une source de stabilité, du moins avant la crise de 2007.

La crise de 2007 a débuté avec les difficultés rencontrées par les ménages américains pour rembourser leurs crédits immobiliers. Les *subprimes* étant à taux variables, la hausse du taux d'intérêt directeur américain, qui est passé de 1% (en 2004) à 5,25% (en 2006), a accru les charges financières des emprunteurs. Dans le même temps, la bulle immobilière entretenue depuis les années 1980 a connu un éclatement dès février 2007³. En d'autres termes, la valeur des biens immobiliers utilisés comme des garanties a baissé, au risque de ne pas permettre de couvrir le coût de l'emprunt. L'indice composite S&P/Case-Shiller a baissé de 9,4 points de pourcentage entre mars et décembre 2007. La hausse du taux directeur de la Réserve Fédérale (FED) et la baisse du cours de l'immobilier ont augmenté le taux de non remboursement des crédits *subprimes* passant de 6% au premier trimestre 2006 à 22% au premier trimestre 2008. Vu que la dette de certains ménages américains avait excédé la valeur de leurs biens immobiliers, ces derniers ont annulé le remboursement. Leurs résidences ont été saisies et mises en vente par le créancier, ce qui a entretenu la baisse du cours de l'immobilier (Bricongne et al., 2010).

Sur les marchés financiers, les primes de risque ont augmenté sur les produits issus de la titrisation. Le non-remboursement des crédits *subprimes* a provoqué une baisse de leurs notes et un mouvement de défiance des investisseurs. La discrimination entre les actifs « sûrs » et les actifs douteux n'étant plus évidente face à la montée de l'incertitude,

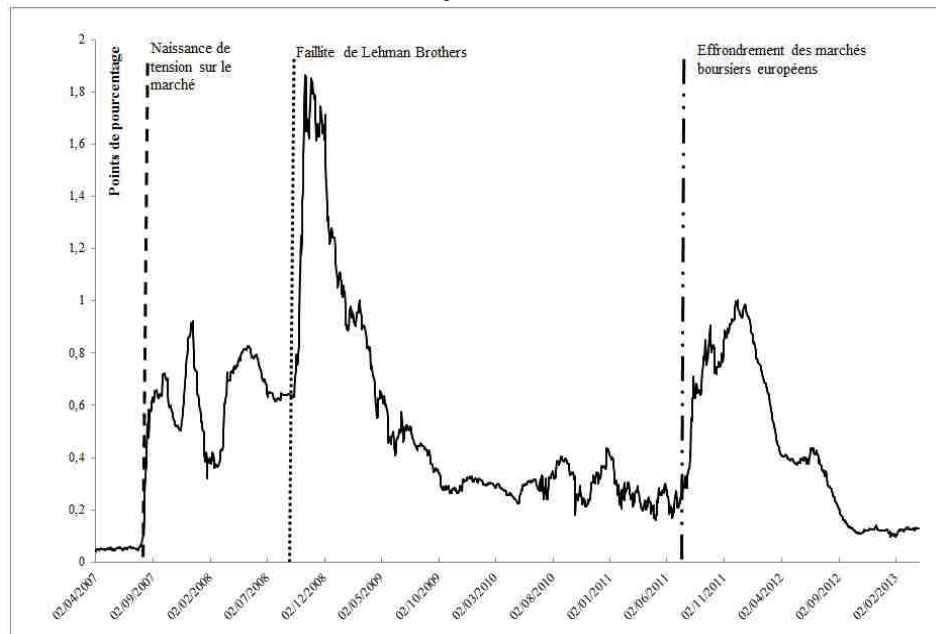
2. Un produit structuré est un instrument financier émis par une banque ou une compagnie d'assurance composé généralement de deux éléments. Le premier, qui est d'ordinaire une obligation, assure la protection du capital. Le second, qui est le plus souvent une option et plus risqué, permet d'optimiser le rendement du produit. Le produit structuré est constitué d'une combinaison de plusieurs produits ou instruments financiers comportant au moins un produit dérivé, destiné à un but de couverture ou de spéculation.

3. Déjà en mai 2006, on enregistrait la baisse de l'indice composite S&P/Case-Shiller pour la première fois depuis janvier 2000.

les investisseurs ont privilégié les obligations bénéficiant des notations AAA : on parle d'une *fuite vers la qualité*. Concrètement, on a assisté à une impossibilité des *structured investment vehicles* à se refinancer car ils portaient les actifs devenus risqués à leurs bilans. Le risque de liquidité s'est étendu aux banques dans la mesure où ces dernières ont octroyé de la liquidité aux *structured investment vehicles*. Les banques ont, dès lors, repris à leur bilan les encours concernés. La comptabilisation de ces actifs au cours du marché a entraîné des pertes sur les crédits *subprimes* et des produits associés. Les fonds propres des banques ont été mis à mal de sorte qu'elles étaient dans l'impossibilité de respecter certains ratios prudentiels comme la part minimale des fonds propres sur les actifs (pondérés du risque). Les banques ont vendu des actifs et tenté de se recapitaliser par émission de nouveaux titres en vue de respecter les normes réglementaires. Cette action a entretenu la baisse des cours sur les marchés. La crise immobilière s'est donc étendue aux produits dérivés et aux banques de la plupart des pays développés en raison de l'interconnexion des établissements financiers. La titrisation pose désormais un problème de stabilité financière (Shin, 2009).

GRAPHIQUE 1: Évolution du spread de taux (Euribor et Swap sur EONIA) à 3 mois

Cette courbe présente l'évolution du *spread* entre l'euribor et le swap sur EONIA à trois mois, un proxy des tensions sur le marché interbancaire. Les données proviennent de la Bundesbank.

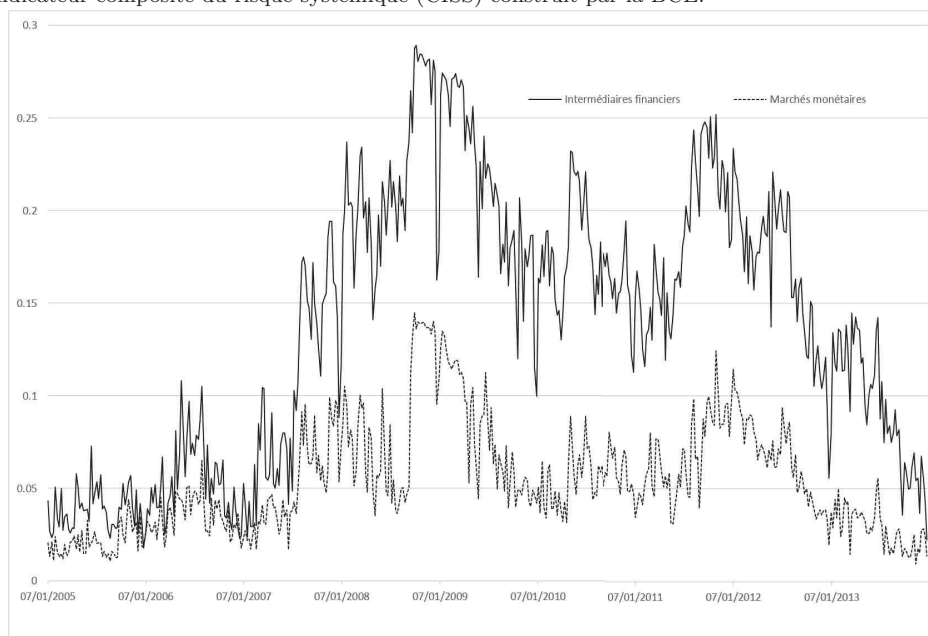


Sur le marché interbancaire de la zone euro, les taux d'intérêt ont connu des accroissements anormaux augmentant ainsi le coût de refinancement des banques (graphique 1). La prime de risque à 3 mois, mesurée par la différence entre l'Euribor et le *swap* sur EONIA, qui n'excédait pas 20 points de base avant la crise financière de 2007 est

devenue très volatile entre Août 2007 et septembre 2012 enregistrant des pics proches de 200 points de base. L'envolée des primes de risque et de liquidité s'explique par la défiance qui a gagné les marchés notamment le marché interbancaire conduisant à un arrêt soudain des échanges sur des segments (ex. dépôts) de ce marché en septembre 2008. Le graphique 2 montre que le risque systémique sur le marché monétaire ou le marché des titres de dette des intermédiaires financiers (bancaires et non bancaires) a considérablement augmenté entre juin 2007 et octobre 2008. La forte exposition du bilan des banques a conduit à la faillite de la banque d'affaires Lehman Brothers en septembre 2008, ce qui a accentué les difficultés des banques. On a enregistré un pic de tension sur le marché monétaire (cf. graphique 1).

GRAPHIQUE 2: Évolution du risque systémique sur le marché monétaire et au niveau des intermédiaires financiers

Ces courbes présentent l'évolution de deux indicateurs de risque systémique dans la zone euro. La courbe en pointillé donne l'évolution du niveau du stress sur le marché monétaire. La courbe en trait plein donne l'évolution du stress des intermédiaires (banques, assurances et autres). Les données sont des sous-composantes de l'indicateur composite du risque systémique (CISS) construit par la BCE.



La crise financière s'est ensuite transformée en une crise économique mondiale. Tout d'abord, les difficultés de financement des banques se sont traduites par un tarissement du crédit bancaire via un rationnement et un durcissement des conditions d'offre de crédit. Au deuxième trimestre 2008, 30% des banques ont durci les conditions d'accès au crédit des entreprises en Espagne et en Autriche contre 100% au Portugal. On observe la même dynamique dans les conditions d'offre du crédit aux ménages (10% en Autriche et 100% au Portugal). L'accès au crédit est donc devenu plus coûteux. Ensuite, la crise

financière s'est traduite par une crise de confiance au point que les ménages ont accru leur épargne de précaution (Challe et Ragot, 2010) en raison du risque de chômage. La crise a été particulièrement sévère notamment sur le marché de l'emploi où le taux de chômage a atteint 10% dans la zone euro (tableau 1). Aux Etats-Unis et au Royaume-Unis où le taux de chômage atteignait à peine 5% en 2006, il a augmenté pour atteindre respectivement 9,3% et 7,6% en 2009. Les entreprises ont également restreint leurs investissements : la formation brute du capital fixe a baissé de 0,8% et 11% respectivement en 2008 et 2009 dans la zone euro. En outre, la contraction du patrimoine financier et immobilier des ménages a conduit à une baisse des dépenses de consommation. Enfin, la baisse de la consommation dans les pays les plus affectés par la crise a entraîné une baisse du commerce international et une récession mondiale (tableau 1).

TABLEAU 1: Évolution de quelques indicateurs macro-économiques

Ce tableau présente en 2009, 2011 et 2014 les valeurs du taux de croissance réel, le taux d'inflation (mesuré par l'indice du prix à la consommation) et le taux (harmonisé) du chômage. Tous les indicateurs sont des variations en pourcentage. Les données proviennent de l'OCDE (OECD Economic Outlook).

	Croissance			Inflation			Chômage		
	2009	2011	2014	2009	2011	2014	2009	2011	2014
Allemagne	-5.6	3.7	1.6	0.2	2.5	0.8	7.6	5.8	5.0
Autriche	-3.6	3.0	0.5	0.4	3.6	1.5	5.3	4.6	5.6
Belgique	-2.3	1.8	1.3	0.0	3.4	0.5	7.9	7.2	8.5
Canada	-2.9	3.1	2.5	0.3	2.9	1.9	8.4	7.5	6.9
Espagne	-3.6	-1.0	1.4	-0.2	3.0	-0.2	17.9	21.4	24.5
États-Unis	-2.8	1.6	2.4	-0.3	3.1	1.6	9.3	9.0	6.2
France	-2.9	2.1	0.6	0.1	2.3	0.6	9.1	9.2	10.3
Grèce	-4.3	-9.2	0.7	1.3	3.1	-1.4	9.6	17.9	26.6
Irlande	-5.7	2.6	5.2	-1.7	1.2	0.3	12.0	14.7	11.3
Israël	1.2	5.0	2.6	3.3	3.5	0.5	7.5	5.6	5.9
Italie	-5.5	0.7	-0.3	0.8	2.9	0.2	7.8	8.4	12.7
Japon	-5.5	-0.5	0.0	-1.4	-0.3	2.7	5.1	4.6	3.6
Pays-Bas	-3.8	1.7	1.0	1.0	2.5	0.3	4.4	5.0	7.4
Pologne	2.6	5.0	3.3	3.8	4.2	0.1	8.1	9.7	9.0
Portugal	-3.0	-1.8	0.9	-0.9	3.6	-0.2	10.7	12.9	14.1
Royaume-Uni	-4.2	2.0	2.9	2.2	4.5	1.5	7.6	8.1	6.2
Zone euro	-4.5	1.6	1.0	0.3	2.7	0.4	9.6	10.2	11.6

Face à la gravité de la crise, des actions ont été entreprises par les autorités en charge des politiques budgétaire et monétaire. Toutes les interventions ont visé à sauvegarder la stabilité du système financier, relancer l'activité d'intermédiation et par suite la croissance et l'inflation.

Au titre de la politique budgétaire, des mesures d'accompagnement ont visé essentiellement la recapitalisation des banques. Ces mesures couplées avec les effets de la crise ont conduit à un accroissement des déficits budgétaires. Le tableau 2 montre, par exemple,

que le déficit budgétaire des Etats-Unis est passé de 3,7% en 2007 à 7,0% en 2008 et 12,8% en 2009. Au Royaume-Uni, il a atteint 10% en 2009 et 2010 alors qu'il était de 3,0% en 2007. Dans la zone euro, à l'exception de l'Allemagne, le déficit budgétaire a atteint au moins 5% dans tous les pays en 2009 avec un creux de 32,3% en Irlande en 2010. Au lendemain de la crise de la dette souveraine (mai 2010), les chefs d'Etats et de gouvernements de la zone Euro ont mis en place un Fonds Européen de Stabilité Financière (FESF)⁴. Ce fonds visait à contracter des emprunts en faveur d'un pays qui éprouve des difficultés de solvabilité avec la garantie des États membres de la zone euro. Ce fonds a été remplacé par le Mécanisme Européen de Stabilité Financière (MESF)⁵ à partir de septembre 2012⁶.

TABLEAU 2: Évolution du déficit budgétaire (en % du PIB) de quelques pays

Ce tableau présente le solde financier défini comme les recettes (fiscales et non-fiscales) diminuées des dépenses totales des administrations publiques. Il est exprimé en pourcentage du PIB nominal. Les données proviennent de l'OCDE (OECD Economic Outlook).

	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015
Allemagne	0.2	-0.2	-3.2	-4.2	-1.0	-0.1	-0.1	0.3	0.7
Autriche	-1.3	-1.5	-5.3	-4.5	-2.6	-2.2	-1.3	-2.7	-1.2
Belgique	0.1	-1.1	-5.4	-4.0	-4.1	-4.2	-3.0	-3.1	-2.6
Canada	1.8	0.2	-3.9	-4.7	-3.3	-2.5	-1.9	-0.5	-1.7
Espagne	2.0	-4.4	-11.0	-9.4	-9.6	-10.4	-6.9	-5.9	-5.1
États-Unis	-3.7	-7.2	-12.8	-12.2	-10.8	-9.0	-5.5	-5.1	-4.4
France	-2.5	-3.2	-7.2	-6.8	-5.1	-4.8	-4.0	-4.0	-3.5
Grèce	-6.7	-10.2	-15.1	-11.2	-10.2	-8.8	-13.1	-3.7	-7.3
Irlande	0.3	-7.0	-13.8	-32.3	-12.6	-8.0	-5.7	-3.8	-2.3
Israël	-0.9	-2.9	-5.9	-4.1	-3.4	-5.0	-4.2	-3.5	-2.9
Italie	-1.5	-2.7	-5.3	-4.2	-3.5	-2.9	-2.9	-3.0	-2.6
Japon	-2.1	-1.9	-8.8	-8.3	-8.8	-8.7	-8.5	-6.2	-5.4
Pays-Bas	0.2	0.2	-5.4	-5.0	-4.3	-3.9	-2.4	-2.4	-1.8
Pologne	-1.9	-3.6	-7.3	-7.5	-4.9	-3.7	-4.0	-3.3	-2.6
Portugal	-3.0	-3.8	-9.8	-11.2	-7.4	-5.7	-4.8	-7.2	-4.4
Royaume-Uni	-3.0	-5.1	-10.8	-9.7	-7.7	-8.3	-5.7	-5.6	-4.4
Zone euro	-0.6	-2.2	-6.3	-6.2	-4.2	-3.7	-3.0	-2.6	-2.1

En plus des mesures fiscales, les autorités monétaires ont fortement abaissé leurs taux directeurs (graphique 3). Le taux d'intérêt directeur de la Banque d'Angleterre est passé de 5% (en octobre 2008) à 1% (en février 2009). La FED a abaissé beaucoup plus rapidement et plus fortement son taux directeur en comparaison à la Banque Centrale Européenne (BCE) et à la Banque d'Angleterre : de 4,25% en janvier 2008 à 1% en octobre 2008. La réaction a été plus lente au niveau de la BCE, du moins avant la faillite

4. L'acte d'établissement du Fonds peut être consulté sur le site du gouvernement luxembourgeois.

5. Le traité d'établissement peut être consulté sur le site du mécanisme.

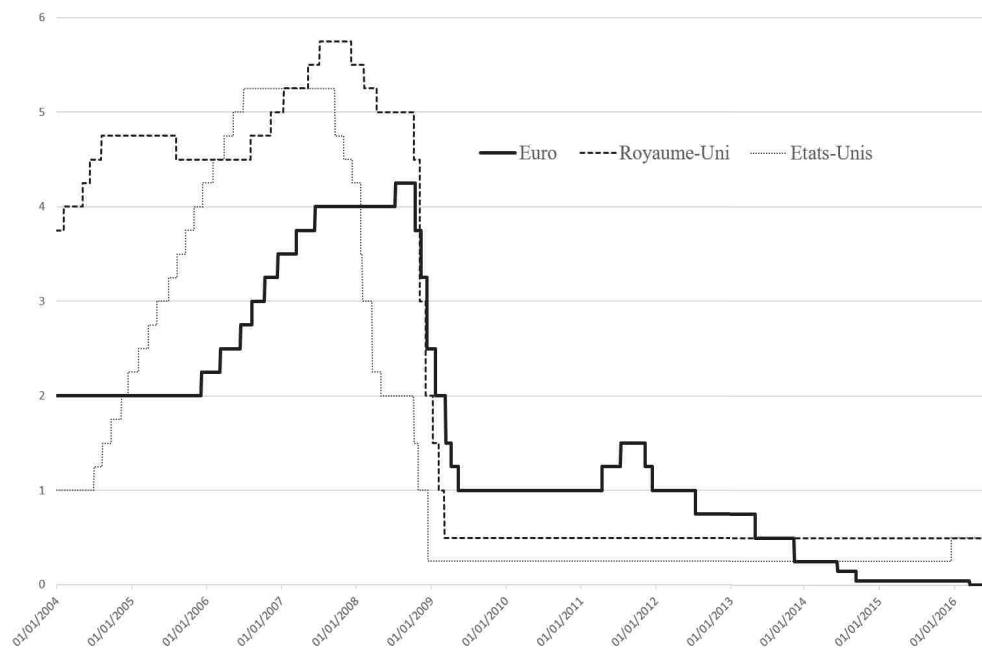
6. En pratique, le FESF reste en vigueur jusqu'à ce qu'il couvre tous les pays sous-assistance. Toutefois, aucun autre mécanisme d'aide ne peut être activé via ce Fonds.

de Lehman Brothers. Après cette faillite, la BCE a abaissé son principal taux directeur de 325 points de base en huit mois (entre octobre 2008 et mai 2009).

Le taux d'intérêt directeur est l'instrument par excellence pour la conduite de la politique monétaire. Sa baisse visait à influencer directement le taux sur le marché interbancaire qui avait connu une hausse drastique au cours de la crise. En second lieu, elle devrait faire augmenter le prix des actifs et baisser le coût du capital, relancer l'investissement et la croissance. Néanmoins, le déroulement de la crise a été tel que les différentes baisses des taux d'intérêt au début de l'année 2009 n'ont pas suffi à atteindre les objectifs escomptés. Les banques centrales ont davantage réduit leurs taux directeurs et buté sur la limite à zéro. En décembre 2008, le taux directeur de la FED était à 0,25% et celui de la Banque d'Angleterre était de 0,5% en mars 2009. La BCE quant à elle a atteint 0% en mars 2016.

GRAPHIQUE 3: Taux directeurs de quelques banques centrales

Ce graphique présente l'évolution des principaux taux directeurs de la BCE, la Banque d'Angleterre et de la FED entre janvier 2004 et juin 2016. Les données sont à fréquence journalière et proviennent de Macrobond.



Lorsque le taux d'intérêt atteint sa limite à zéro, la politique monétaire est à son potentiel maximum pour stimuler l'économie. Malheureusement, il est très rapidement apparu que la politique de taux serait insuffisante puisqu'elle n'est pas parvenue à rétablir la confiance, d'autant plus que les crises de la dette souveraine (en mai 2010) et bancaire

(à la mi 2011) sont venues s'ajouter à la crise financière. En effet, il aurait fallu que les banques centrales appliquent une politique de taux d'intérêt négatifs. Sous l'hypothèse que les banques centrales suivent une règle de Taylor, nos simulations⁷ montrent que le taux d'intérêt de la FED aurait varié entre -6% (en 2009) et -3,5% (en 2013) et celui de la BCE entre -3,5% (en 2009) et -3,2% (en 2013). Jusqu'au premier trimestre 2012, cette idée d'un taux négatif paraissait encore étrange d'autant plus que 1) les effets sur la distribution de crédit et l'économie en général, et 2) la limite minimale du taux d'intérêt demeuraient encore inconnus⁸ (Borio et Zabai, 2016).

Par conséquent, les banques centrales ont été conduites à mener des politiques nouvelles, dites « non conventionnelles » en ceci qu'elles s'appuient sur une gestion de leur bilan, plutôt que de leurs taux d'intérêt directeurs. Outre le fait qu'elles portent sur le bilan des banques centrales, ces mesures exceptionnelles visent d'abord à satisfaire les besoins en liquidité. On parle alors de *quantitative easing* (assouplissement quantitatif). De plus, en procédant à l'achat direct et ciblé de titres de dette (privée ou publique), les banques centrales espéraient faire baisser les primes sur les marchés concernés et ainsi globalement assouplir les conditions de crédit (*credit ou qualitative easing*). Ces politiques sont qualifiées de non conventionnelles parce que (i) elles ne portent pas uniquement sur la gestion des taux d'intérêt de court terme mais sur les quantités de (re)financement, (ii) les montants des apports de liquidité sont importants, (iii) elles modifient substantiellement la structure et la taille des bilans des banques centrales, et (iv) leurs canaux de transmission sont distincts des canaux empruntés par la politique de taux.

En pratique, toutes les banques centrales, y compris la BCE, ont combiné ces deux types d'assouplissement. La BCE a mis en œuvre sept grandes mesures qui peuvent être qualifiées de non conventionnelles. Il s'agit de la procédure d'allocation complète à taux fixe (FRFA) qui permet aux banques de se financer de façon illimitée auprès de la BCE. Cette procédure a été complétée par le prolongement de la maturité des opérations de refinancement à plus long-terme (LTRO) d'abord à six mois et ensuite à 12 et 36 mois. Ces mesures devraient permettre aux institutions financières de disposer de la liquidité sur une plus longue période à un taux bas et assouplir les conditions de refinancement des banques. Dans cette veine, la BCE a initié le premier programme d'achat d'obligations

7. Les simulations se basent sur la règle de Taylor suivante : $r_t = 1 + 0,5y_t + 1,5p_t$ où y_t et p_t sont respectivement l'output-gap et l'inflation. Ces deux grandeurs sont calculées par l'OCDE.

8. Voir Agarwal et Kimball (2015), Cœuré (2016a), Jobst et Lin (2016), McAndrews (2015) et Rognlie (2015) pour des travaux portant sur la transmission des taux négatifs.

sécurisées en mai 2009. Au lendemain de la crise de la dette souveraine, la BCE a initié un programme d'achat d'obligations publiques et privées (SMP) qui visait à garantir la liquidité et la profondeur des compartiments des marchés obligataires souffrant de dysfonctionnements. Pour mettre fin à cette première vague d'achat d'obligations, la BCE a introduit des Opérations monétaires sur titres (OMT) en vue d'acheter, sous certaines conditions, des obligations émises par les États-membres de la zone euro. L'avènement de la crise bancaire a suscité le second programme d'achat des obligations sécurisées (CBPP2). Par ailleurs, la BCE a initié des mesures visant à assouplir les conditions d'accès à son guichet en étendant la liste des actifs qu'elle accepte comme garanties en raison de la forte demande de collatéral au cours de la crise, faisant craindre un risque de pénurie (*collateral easing*). De plus, en accord avec les autres banques centrales, elle a initié des apports en devises et en euro pour permettre aux banques de conduire leurs opérations en devises (*swap*). Malgré toutes ces mesures, l'inflation dans la zone euro est restée au plus bas avec un taux de chômage élevé. Pour remplir son objectif de stabilité des prix, la BCE a initié à la fin de l'année 2014 et au début de l'année 2015 un vaste programme d'achat de titres de diverses natures à savoir des obligations sécurisées (CBPP3), des titres adossés à des actifs (ABSPP) et des obligations souveraines (PSPP). Au cours de la même période, la BCE a conduit des opérations ciblées de refinancement à plus long-terme (TLTRO), de 48 mois de maturité, pour permettre aux banques de relancer le crédit aux ménages et aux entreprises. En outre, elle applique un taux négatif sur les réserves excédentaires des banques depuis juin 2014. Enfin, depuis le début de la crise, les banques centrales annoncent de façon plus systématique et prononcée leurs intentions sur l'évolution future des taux directeurs comme l'a fait la BCE, depuis juillet 2013, par la voix de M. Draghi. Cette stratégie de communication, visant dans un contexte incertain à guider les anticipations et les comportements des agents, est connue sous l'appellation de « *forward guidance* ».

Problématique de la thèse

Les mesures de politique monétaire non conventionnelle conduites par la BCE interviennent dans un environnement fortement hétérogène. Or, au cours des deux décennies de régime normale, la politique monétaire commune de la BCE s'est heurtée à cette hétérogénéité a fortiori la transmission des politiques non conventionnelles. La crise a

aggravé l'hétérogénéité de la zone euro au point que l'on a parlé de *fragmentation financière*⁹. Dès lors, elle est une particularité essentielle dans l'analyse des effets de la politique monétaire commune. Cette thèse analyse, spécifiquement, la transmission des effets des mesures de politique monétaire non conventionnelle en prenant en compte la dimension hétérogène de la zone euro. Avant de présenter les différents axes de l'analyse, nous caractérisons l'hétérogénéité dans la zone euro.

On distingue, en général, trois types d'hétérogénéité (Jondeau et Sahuc, 2007) à savoir l'hétérogénéité structurelle, politique et conjoncturelle (stochastique). L'hétérogénéité structurelle provient des différences dans les préférences, les choix technologiques et les contraintes des agents économiques dans les différents pays tandis que l'hétérogénéité politique fait référence aux choix budgétaires des pays membres de la zone euro. L'hétérogénéité conjoncturelle (stochastique) se réfère à l'asymétrie des chocs entre les pays-membres de l'union. Le tableau 3 présente quelques indicateurs macroéconomiques sur l'état de l'Union avant la crise de 2007.

TABLEAU 3: Quelques indicateurs sur l'hétérogénéité de la zone euro

Ce tableau présente l'évolution du taux long, de l'inflation, du taux de chômage, de la dette publique et du déficit budgétaire avant la crise de 2007. Le taux d'inflation est la variation (en pourcentage) de l'indice de prix à consommation. Le taux de chômage harmonisé est en pourcentage de la population active. Le déficit est le solde financier des administrations publiques corrigé des variations cycliques. Il est exprimé en pourcentage du PIB potentiel. La dette publique est exprimée en pourcentage du PIB nominal. La dispersion est mesurée par l'écart-type. Les données proviennent de l'OCDE (OECD Economic Outlook).

	Taux long		Inflation		Chômage		Dette publique		Déficit	
	2002	2006	2002	2006	2002	2006	2002	2006	2002	2006
Allemagne	4.8	3.8	1.4	1.8	8.7	10.3	59.1	66.3	-3.9	-2.1
Autriche	5.0	3.8	1.7	1.7	4.4	5.3	66.3	66.9	-1.9	-3.6
Belgique	5.0	3.8	1.5	2.3	7.5	8.3	104.7	91.0	0.3	-0.5
Espagne	5.0	3.8	3.6	3.6	11.4	8.5	51.3	38.9	-1.6	-0.2
Finlande	5.0	3.8	2.0	1.3	9.1	7.7	40.2	38.2	4.3	2.7
France	4.9	3.8	1.9	1.9	8.6	8.8	60.1	64.4	-3.5	-3.4
Grèce	5.1	4.1	3.9	3.3	10.3	9.0	104.8	103.5	-5.7	-8.9
Irlande	5.0	3.8	4.7	2.7	4.5	4.5	30.6	23.6	-3.9	-0.7
Italie	5.0	4.0	2.6	2.2	8.5	6.8	102.0	102.4	-3.6	-4.6
Pays-Bas	4.9	3.8	3.9	1.6	3.7	5.0	48.2	44.5	-2.2	-0.4
Portugal	5.0	3.9	3.7	3.0	6.1	8.9	56.2	69.2	-4.6	-4.3
Zone euro	4.9	3.8	2.3	2.2	8.6	8.4	67.0	67.5	-3.1	-2.5
Dispersion	0.09	0.11	1.12	0.71	2.43	1.81	25.1	25.4	2.63	2.93

Même si les taux longs ont eu tendance à converger, il existe de très fortes disparités en matière d'inflation, de chômage, d'endettement et de déficit publics. Le coefficient de variation de ces grandeurs atteint environ 49% contre 3% pour les taux longs. Le taux

9. Par opposition à l'intégration financière, la fragmentation financière traduit une différence entre les taux d'intérêt d'instruments financiers imputables exclusivement au pays d'origine ou de l'émetteur.

d'inflation dans la zone euro est resté proche, mais supérieur à la limite de 2% fixée par le mandat de la BCE. En 2006, l'Allemagne, l'Autriche, la Finlande, la France et les Pays-Bas avaient un taux d'inflation de moins de 2% tandis que celui de la Grèce, du Portugal et de l'Espagne était supérieur à 3%. À l'opposé, le taux de chômage est resté de loin élevé en Allemagne, en Espagne et en Grèce en 2002 et 2006. Tous les pays de l'Union étaient structurellement déficitaires à l'exception de la Finlande. Les pays ont néanmoins fait des efforts pour réduire leurs déficits. La Belgique, l'Espagne, l'Irlande et les Pays-Bas ont même approché l'équilibre budgétaire en 2006 (déficit compris entre 0,7% et 0,2% du PIB). Ces efforts s'observent également au niveau de l'endettement public avec toutefois des disparités fortes. La dette de la Belgique, la Grèce et l'Italie approchait voire dépassait 100% du PIB tandis que celle de l'Espagne, la Finlande, l'Irlande et des Pays-Bas est restée inférieure à 50% du PIB en 2006. Outre cette hétérogénéité au niveau macroéconomique, l'indice de Herfindahl Hirschman (HHI) montre que le secteur bancaire est fortement concentré en Belgique, en Finlande et aux Pays-Bas (HHI supérieur à 0,18) à l'opposé des autres pays (Allemagne, Autriche, Espagne, France, Grèce, Irlande, Italie et Portugal) entre 2002 et 2006.

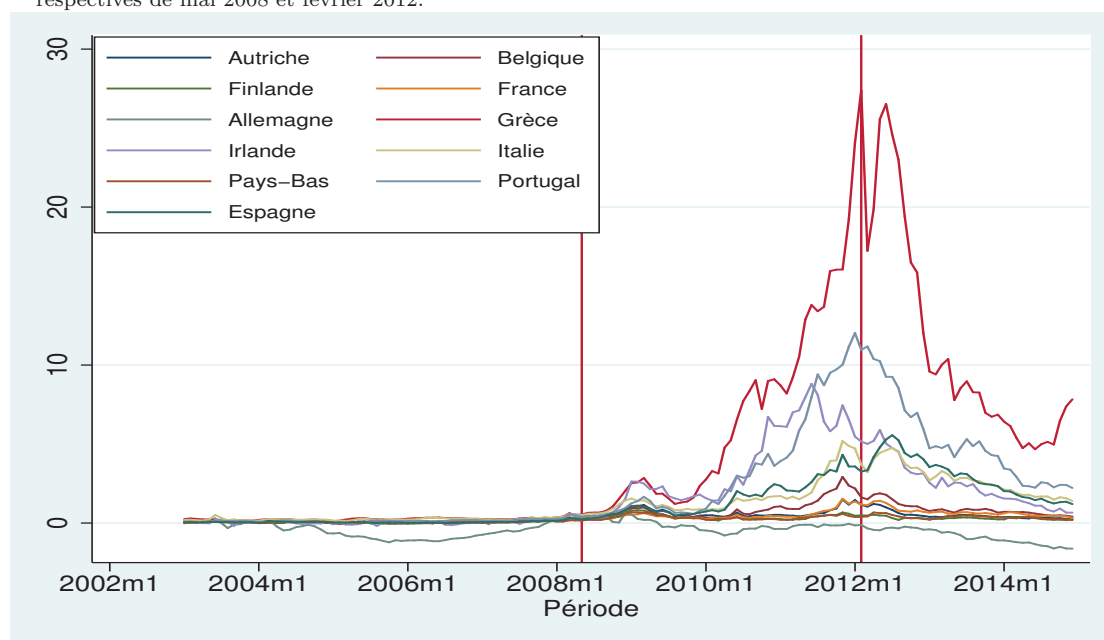
La littérature montre que l'hétérogénéité dans la zone euro est à l'origine de l'asymétrie dans la transmission de la politique de taux (Angeloni et al., 2003 ; Barigozzi et al., 2014 ; Ehrmann et al., 2003 ; Mojon, 2001). En particulier, la structure du secteur bancaire joue un rôle très important dans la transmission de la politique monétaire dans la zone euro (Mojon, 2000). Par exemple, l'Allemagne et l'Italie seraient plus exposées à un choc financier comparativement à la Finlande, la France et l'Espagne en raison d'une forte concentration bancaire et d'une importance du marché des actions comme substitut aux crédits bancaires (Semenescu-Badarau, 2009 ; Semenescu-Badarau et Levieuge, 2010). Le pouvoir de marché des banques (Berger, 1995 ; Sorensen et Werner, 2006) et la concurrence bancaire (Corvoisier et Gropp, 2002 ; Sander et Kleimeier, 2004) sont des facteurs qui influencent la transmission de la politique de taux. Les taux bancaires s'ajustent plus rapidement dans les pays dans lesquels la concurrence bancaire est relativement forte où les banques ont un faible pouvoir de marché. À l'opposé, l'ajustement des taux est lent là où les banques sont fortement liquides, fortement capitalisées et plus exposées à un risque d'intérêt (Sorensen et Werner, 2006). Dans le même temps, le risque du crédit accélère la transmission de la politique monétaire (Valverde et Fernández, 2007). Enfin, les facteurs conjoncturels (croissance, prix du logement, croissance du crédit) ont

tendance à ralentir l'ajustement des taux bancaires (Sorensen et Werner, 2006).

De la même manière, l'hétérogénéité de la zone euro pourrait conduire à des effets asymétriques des mesures de politique monétaire non conventionnelle. La crise a aggravé l'hétérogénéité de la zone à travers une forte dispersion dans les taux longs en dépit de la convergence observée en 2006 (graphique 4). La prime souveraine¹⁰ de la Grèce est restée supérieure à plus de 10 points de pourcentage entre avril 2011 et avril 2013. De façon similaire, celle du Portugal a oscillé entre 5,85 et 12,03 points de pourcentage au cours de cette période. Concrètement, ces deux exemples signifient que les Etats grecs et portugais empruntaient respectivement à plus de 10 et 5 points de pourcentage au cours de la crise alors que ces primes n'excédaient pas plus de 0,10 point de pourcentage avant. Cette différence dans les taux des différents pays est une manifestation de la *fragmentation* financière en Europe. Comme le taux à 10 ans, jusqu'alors vu comme un taux sans risque, sert de référence pour la tarification des contrats de dette, la hausse des rendements exigés sur les taux longs à entrainer une hausse du coût du financement pour tous les agents et en particulier les entreprises.

GRAPHIQUE 4: Évolution des spreads souverains

Chaque courbe est la différence entre le taux souverain d'un pays donné et celui de l'Allemagne. La prime de l'Allemagne est calculée par rapport aux Etats-Unis. Les deux traits verticaux sont représentés aux dates respectives de mai 2008 et février 2012.



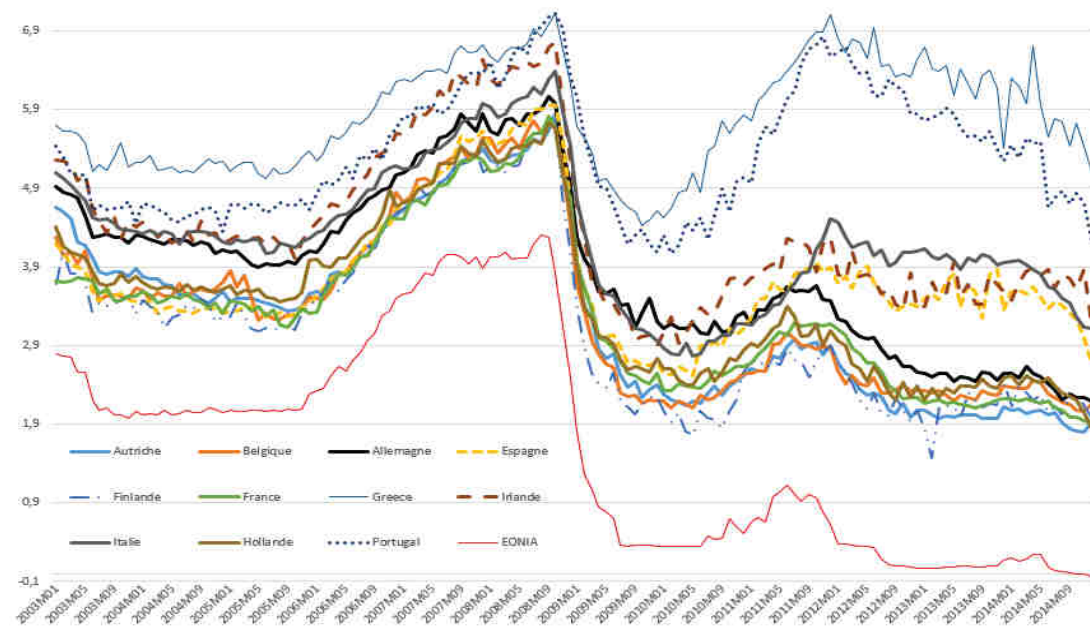
On a assisté à une aggravation de l'hétérogénéité dans les coûts du crédit aux entreprises au sein des pays membres de la zone (graphique 5). Tandis que le coût moyen

10. La prime est la différence entre le taux long d'un pays donné et celui de l'Allemagne.

des nouveaux emprunts était inférieur à 3% dans certains pays (Autriche, Allemagne, Belgique, France, Finlande et Pays-Bas), il atteignait plus de 5% dans d'autres pays tels que la Grèce et le Portugal. Les crises bancaire et de la dette souveraine ont renforcé l'hétérogénéité de la zone euro au point que la *fragmentation financière* a été au cœur des débats publics dans la zone euro.

GRAPHIQUE 5: Evolution du coût du crédit total (%)

Ces graphiques donnent l'évolution des coûts du crédit dans chaque pays de la zone euro entre janvier 2003 et décembre 2014. Les données proviennent de la BCE.



Une question essentielle se pose : quels sont les effets des politiques monétaires non conventionnelles communes de la zone euro sur un ensemble hétérogène d'économies ? Cette question a été peu étudiée dans la littérature. C'est cette lacune que cette thèse vise à combler. Concrètement, nous analysons les effets économiques et financiers de ces politiques tout en prenant en compte l'hétérogénéité de la zone.

Pour répondre à cette question, il faut d'abord identifier les canaux et mécanismes de transmission des mesures de politique monétaire non conventionnelle. Les politiques monétaires non conventionnelles sont censées assouplir les conditions de financement et de relance des prêts directs et intermédiés via quatre canaux de transmission. En premier lieu, l'achat massif d'obligations publiques et privées devrait désenrayer les transactions sur les marchés visés. Ceci devrait se traduire par une baisse des primes de risque (*effet de liquidité*). En deuxième lieu, on attend des mesures non conventionnelles, une réallocation des portefeuilles des investisseurs. En effet, l'achat massif d'actifs sans risque fait monter

leur prix et baisser leur rendement. Il en résulte une réduction du niveau des taux d'intérêt exigé sur les nouvelles émissions de titres et une incitation des investisseurs à se tourner vers d'autres actifs (privés) plus disponibles et rémunérateurs, dont la demande fera également baisser le rendement exigé. Les banques sont également incitées à accorder des prêts aux entreprises (*effet de réallocation de portefeuille*). En troisième lieu, le risque de taux d'intérêt devrait se réduire lorsque la banque centrale s'engage à maintenir longtemps ses taux directeurs à un niveau bas (*effet duration*). En quatrième lieu, les mesures non conventionnelles visent à restaurer la confiance. En achetant des actifs, y compris de qualité moyenne, les banques centrales rassurent les investisseurs et les incitent à l'imiter. Ces deux derniers effets devaient réduire les primes de risque. Par la suite, pourvu qu'il y ait une demande de financement, en faisant baisser les coûts de financement, ces mesures devraient stimuler la demande globale jusqu'à ce que le taux d'inflation retrouve lui-même son niveau habituel de 2-3% l'an.

Au total, l'efficacité des mesures de politique monétaire non conventionnelle peut s'analyser sous deux angles à savoir leurs effets directs sur le coût du financement et sur l'économie en général. D'une part, les mesures de politique monétaire non conventionnelle sont efficaces si elles réduisent le coût de refinancement des banques, baissent les taux sur les crédits bancaires et les taux longs. D'autre part, ces mesures doivent augmenter le volume de crédit, assouplir les conditions d'offre et de demande de crédit, augmenter le taux d'inflation et le taux de croissance. Notre thèse s'intéresse à ces deux aspects : 1) leurs effets sur le coût du financement des entreprises et des Etats et 2) leurs effets macro-économiques.

Compte tenu de l'environnement hétérogène dans lequel ces politiques ont été mises en œuvre, nous accordons une importance particulière à l'examen de l'homogénéité de leurs effets au sein des pays membres. On dira que la transmission des mesures de politique monétaire non conventionnelle est homogène si leurs effets sont identiques (en termes de signes attendus et de valeurs) au sein des pays de la zone sur lesquels porte notre analyse. Nous procédons de trois façons pour examiner cette hétérogénéité. Tout d'abord, nous effectuons une évaluation par pays pour vérifier si oui ou non les effets des politiques sont les mêmes entre les pays : il s'agit de l'*hétérogénéité individuelle*. Cette approche présente l'avantage de donner les réactions de chaque pays et non une estimation moyenne des effets. Ensuite, nous examinons la transmission de ces politiques dans le temps afin de mettre en évidence la dynamique dans cette transmission : il s'agit

de l'*hétérogénéité temporelle*. Cette démarche permet d'analyser l'influence de la période de mise en œuvre de ces mesures sur leur efficacité. Enfin, nous examinons les effets de chaque mesure non conventionnelle afin de vérifier si certaines ont été plus efficaces que d'autres : il s'agit de l'*hétérogénéité entre les politiques*. Les mesures de politique monétaire non conventionnelle ont utilisé plusieurs instruments auxquels l'on a assigné des objectifs différents. Cette analyse permet de savoir si les instruments utilisés ont permis d'atteindre les objectifs initialement fixés par la banque centrale.

Objectif et démarche

Pour évaluer l'effet des mesures de politique monétaire non conventionnelle, nous utilisons à la fois des approches empiriques et théoriques. Au niveau empirique, notre analyse porte sur onze pays de la zone euro : Belgique, Allemagne, Irlande, Espagne, France, Italie, Pays-Bas, Autriche, Portugal, Finlande, Grèce. Les dix premiers pays font partie des pays fondateurs de la zone euro et le dernier (Grèce) a adhéré à la zone euro en 2001. Ces pays contribuent à hauteur de 98% au PIB annuel de la zone euro depuis 2008¹¹. Cet échantillon permet d'avoir une vue globale des disparités existantes au sein de la zone euro même si l'ajout de nouveaux pays générerait plus d'hétérogénéité dans la transmission de la politique monétaire (De Grauwe et Sénégas, 2004).

D'un point de vue méthodologique, nous utilisons des outils relativement récents de l'analyse économétrique. Tout d'abord, l'usage d'un modèle à paramètre évolutif permet de mettre en évidence le caractère temporel dans la transmission des effets des mesures de politique monétaire non conventionnelle. Ensuite, nous utilisons la régression linéaire multiple pour tester, d'une part, l'effectivité de cette transmission sur des segments particuliers de marché. D'autre part, cette approche nous permet d'examiner la complémentarité entre les mesures non conventionnelles et la politique de taux. Les politiques non conventionnelles ne visent pas uniquement à avoir un effet direct sur les conditions de financement. En particulier, elles ont été des mesures d'accompagnement pour que les taux d'intérêt aient une influence sur les conditions de crédit (Cour-Thimann et Winkler, 2012; Trichet, 2010). On parle alors des effets « indirects » des politiques non conventionnelles. Notre analyse prend en compte cette complémentarité entre les deux types de

11. Ce ratio est calculé en utilisant le PIB annuel au prix du marché. Le ratio est de 96% lorsque l'on utilise le PIB à prix constant.

politique qui est peu étudiée dans la littérature. Enfin, un modèle structurel à facteurs dynamiques est utilisé pour évaluer les effets macroéconomiques de ces politiques.

Au niveau théorique, nous faisons tout d'abord une revue des travaux théoriques et empiriques sur la transmission des effets des mesures de politique monétaire non conventionnelle. Ensuite, nous construisons un modèle théorique, notamment un modèle DSGE, en vue de caractériser cette transmission. Nous mettons l'accent sur l'hétérogénéité due aux secteurs bancaire et des entreprises. D'une part, les banques ont servi de canal pour la mise en œuvre des politiques d'apport de liquidité de la BCE vu leur importance en tant que pourvoyeuses de ressources aux agents économiques (Lenza et al., 2010). Il s'ensuit que la transmission des effets de ces mesures dépendra, en grande partie, de la réaction des banques. Plus concrètement, les effets de ces politiques seraient limités si les banques décidaient de détenir plus de réserves soit pour faire face à des contraintes réglementaires ou en raison de leur frilosité (Diamond et Rajan, 2011). Par exemple, dans la zone euro, Beaupain et Durré (2016) montrent que l'introduction par la BCE de la procédure d'allocation complète à taux fixe a conduit les banques à détenir un excès de liquidité, ce qui a réduit le volume d'activité sur le marché interbancaire. En conséquence, les banques qui avaient un accès limité au marché monétaire sont devenues dépendantes des apports de liquidité de la banque centrale au moment où la BCE désirait relancer les échanges interbancaires à travers ses différentes mesures. Ce comportement des banques a, par ailleurs, réduit la capacité de la banque centrale à contrôler la dynamique du taux sur le marché interbancaire alors que son objectif était de restaurer le fonctionnement des canaux de transmission de la politique de taux. D'autre part, le levier du secteur des entreprises, défini comme le capital des entreprises en pourcentage de leur fonds propres, semblent contribuer à la transmission des chocs de politique monétaire (Bernanke et Gertler, 1989 ; Bernanke et al., 1999 ; Rannenberg, 2016).

Plan de la thèse

Cette thèse est composée de deux parties comportant chacune deux chapitres. Avant d'aborder les deux parties, un *chapitre introductif* définit et présente le calendrier de mise en œuvre des mesures de politique monétaire non conventionnelle dans la zone euro. Ce chapitre présente également les canaux de transmission des mesures de politique monétaire non conventionnelle et effectue un bilan des travaux empiriques sur leurs effets dans la zone euro. On peut retenir qu'il existe deux formes de politique non

conventionnelle (mesures qualitative et quantitative) pouvant être des substituts ou des compléments à la politique de taux. Elles se caractérisent par la qualité des actifs (risqués ou pas risqués), la nature des contreparties et le marché sur lequel intervient la banque centrale (secteur bancaire *versus* secteur financier). Elles se transmettent à l'économie principalement par les anticipations et le prix des actifs. Via l'accroissement du prix des actifs, elles ont 1) abaissé les taux d'intérêt débiteurs et interbancaires, 2) réduit les primes de risque et de liquidité, et les taux longs. Bien qu'ayant limité l'effondrement du marché du crédit bancaire, les effets des politiques non conventionnelles sont restés faibles au regard des montants de la liquidité injectée. Leurs effets sur la croissance, le chômage et l'inflation ont été lents.

Malgré l'abondance de la littérature sur les effets des mesures de politique monétaire non conventionnelle, les travaux négligent le plus souvent l'hétérogénéité individuelle, l'hétérogénéité temporelle et la complémentarité entre les politiques non conventionnelles et la politique de taux. Cette thèse contribue à la littérature en analysant ces trois dimensions.

Dans la **première partie**, nous répondons à la question suivante : quels sont les effets des mesures de politique monétaire non conventionnelle sur les conditions de financement dans la zone euro ? Nous nous intéressons aux effets des mesures de politique monétaire non conventionnelle sur les coûts de financement des Etats et des entreprises. De façon spécifique, nous analysons dans le **chapitre 1** les effets de ces mesures sur le coût du crédit aux entreprises. Nous procédons en trois étapes. Tout d'abord, nous analysons les effets directs des mesures de politique monétaire non conventionnelle sur le coût du crédit aux entreprises en utilisant un modèle de régression linéaire multiple. Ensuite, nous explorons les effets indirects de ses mesures en utilisant un modèle de régression linéaire multiple avec effets d'interaction. Plus précisément, nous discutons des effets du taux d'intérêt sur le coût réel du crédit conditionnellement à la mise en œuvre des mesures de politique monétaire non conventionnelle. Cette approche permet de mesurer le supplément d'effet du taux d'intérêt imputable aux politiques monétaires non conventionnelles. Enfin, nous tentons d'expliquer l'hétérogénéité dans la transmission des effets de ces mesures par un modèle VAR conditionnel homogène sur données de panel (PCH-VAR). Les paramètres du modèle sont supposés dépendre de variables conditionnelles. Dès lors, nous évaluons l'influence de facteurs macroéconomiques, des caractéristiques

des secteurs bancaires et la structure financière des économies sur l'efficacité des effets indirects des mesures de politique monétaire non conventionnelle.

Nous montrons que les mesures de politique monétaire non conventionnelle sont complémentaires à la politique de taux d'intérêt. Les effets indirects de ces mesures sont plus probants que leurs effets directs. L'allocation complète à taux fixe, l'élargissement des conditions de garantie (collateral), les programmes d'achat des actifs (SMP et covered) sont les quatre politiques dominantes parmi les instruments utilisés par la BCE pour réduire le coût du crédit dans la zone euro et plus particulièrement en Allemagne, en Autriche, en Belgique, en Espagne, en Finlande, en Irlande, en Italie, aux Pays-Bas et au Portugal. L'hétérogénéité dans la transmission des effets des mesures de politique monétaire non conventionnelle s'explique par l'environnement macro-financier, l'importance et la santé du secteur bancaire, et la structure financière des économies. Les mesures de politique monétaire non conventionnelle auraient profité aux économies les moins touchées par la crise en termes de croissance. Elles auraient aussi été efficaces là où le secteur bancaire était important (mesurée par le total du crédit aux entreprises sur PIB). À l'opposé, ces mesures ont été moins efficaces là où le niveau du risque était élevé (dette publique ou prime souveraine élevée, risque systémique et probabilité de défaut de l'économie plus importants, niveau élevé des prêts douteux) et le secteur bancaire confortablement capitalisé. La concurrence et la concentration financière, quant à elles, auraient eu un impact moins important sur les différences de réaction. L'influence de ces facteurs implique que les politiques non conventionnelles ont eu un impact plus important en Allemagne et en Autriche qu'en Grèce, Italie, Espagne et au Portugal.

Le *chapitre 2* examine comment les mesures de politique monétaire non conventionnelle ont affecté la structure par terme du taux d'intérêt et la prime souveraine. Il analyse la perception de la politique monétaire par les agents économiques, d'une part, et la capacité des politiques non conventionnelles à réduire la prime de risque supportée par les Etats membres de la zone euro, d'autre part. Notre démarche se présente en quatre étapes. Tout d'abord, nous utilisons une version augmentée du modèle de Nelson-Siegel-Svensson pour estimer les paramètres qui déterminent théoriquement la courbe des taux. Ensuite, nous construisons quatre indicateurs pour analyser la capacité des mesures de politique monétaire non conventionnelle à restaurer la confiance sur les marchés. Le premier indicateur permet d'apprécier la durée au cours de laquelle les investisseurs anticipent une continuation des politiques d'assouplissement de la banque centrale. Des

valeurs élevées de cet indicateur indiquent que les marchés prédisent un prolongement des politiques d'assouplissement. Le second indicateur est la valeur du taux d'intérêt au cours de la durée anticipée de mise en œuvre des mesures de politique monétaire non conventionnelle. De faibles valeurs de cet indicateur traduisent une confiance des investisseurs vis-à-vis des engagements de la banque centrale. Le troisième indicateur est la pente de la partie supérieure de la courbe des taux. De faibles valeurs de cette pente signifient que la convergence vers les taux longs se fait très lentement ou que les taux longs sont très bas. Le quatrième indicateur est une mesure des anticipations d'inflation. Des valeurs élevées de cet indicateur impliquent, selon les investisseurs, une reprise rapide qui conduirait à un relèvement des taux courts ou une sortie des politiques de taux zéro. Nous utilisons un modèle TVP-FAVAR (Time Varying Parameters Factor Augmented VAR) pour mesurer les effets d'une expansion de la taille du bilan de la BCE ou un accroissement du volume des LTRO sur ces quatre indicateurs. Cette approche permet de tenir compte des variations dans le temps dans la transmission de la politique monétaire. Enfin, nous utilisons un modèle de régression linéaire multiple pour évaluer les effets des mesures de politique monétaire non conventionnelle sur les primes de risque. Les primes de risque sont évaluées comme la différence entre les taux souverains (à maturité donnée) et le taux court théorique de la zone euro, calculé à partir de la courbe des taux.

Nous concluons que bien que les politiques conduites par la BCE au cours de la crise ont permis de stabiliser les différents marchés financiers, leurs effets sur la courbe de taux ont été fragilisés par les crises survenues depuis la fin de l'année 2009 au sein de la zone euro. En outre, la transmission des politiques non conventionnelles est hétérogène et non instantanée. Elle s'effectue avec un retard et les effets varient dans le temps. Les politiques monétaires non conventionnelles sont plus efficaces en Allemagne et en France si l'on s'intéresse aux effets de courte période qui consistent à rétablir la confiance sur les marchés et à faire baisser les taux longs. Toutefois, si l'on s'intéresse aux effets de long-terme qui consistent à créer des anticipations d'inflation et de croissance, elles sont plus efficaces aux Pays-Bas et en Autriche. Les effets des politiques dépendent fortement de la perception des agents économiques. L'examen de la prime de risque montre que les baisses enregistrées dans la zone euro sont imputables aux accords de swap, à l'opération monétaire sur titres et aux conditions de refinancement auprès de la BCE. En effet, les accords de swap ont contribué à la baisse de la prime de risque dans au moins un pays de

l'échantillon et cela quelle que soit la maturité avec toutefois des effets plus importants sur les taux allant de 5 à 15 ans. Le prolongement de la maturité des LTRO a permis de réduire la prime de risque à 3 ans ; ce qui est cohérent avec la maturité maximale des LTRO avant les TLTRO (36 mois). Outre ces deux programmes d'apport de liquidité, l'achat des actifs ou l'élargissement de la gamme d'actifs admis comme collatéraux a contribué à réduire la prime de risque sur les obligations souveraines en évitant la pénurie de titres éligibles comme des garanties. Ainsi, les mesures exceptionnelles prises par la BCE en faveur de la Grèce, l'Irlande et l'Espagne leur ont été bénéfiques.

La **seconde partie** s'intéresse aux effets macro-économiques des politiques monétaires non conventionnelles. En assouplissant les conditions de financement des entreprises, les mesures de politique monétaire non conventionnelle devraient relancer l'activité d'intermédiation, augmenter la production et créer des anticipations d'inflation. Le **chapitre 3** analyse, d'une part, les effets de ces mesures sur les conditions d'offre et de demande de crédit des entreprises et le volume de crédit des entreprises. Cette analyse complète celle du chapitre 1 qui porte sur le coût du crédit. D'autre part, ce chapitre examine les effets de ces mesures sur les variables macroéconomiques notamment la production, l'inflation et le taux de change. Ce chapitre vise à caractériser la transmission des effets des mesures de politique monétaire non conventionnelle et surtout leur capacité à réduire la fragmentation financière dans la zone euro. Nous utilisons, à cette fin, un modèle VAR structurel à facteurs dynamiques. Notre démarche méthodologique intègre un grand nombre d'informations permettant d'effectuer une description quasi-complète et détaillée des effets des politiques monétaires non conventionnelles sur les principales économies (en termes de contribution au PIB) de la zone euro. Par ailleurs, nous effectuons un premier test formel de l'hétérogénéité dans la transmission des effets de ces politiques en comparant les réponses de chaque pays à celles de l'Allemagne. Un second test d'hétérogénéité est effectué entre les réponses obtenues à la suite d'un choc d'achat d'actifs avec celles issues d'un apport de liquidité.

Nous montrons que les politiques monétaires non conventionnelles se transmettent à l'économie par une hausse du cours des actifs, qui à son tour a baissé les taux longs et les *spreads* souverains. La baisse des taux souverains a réduit le coût du financement externe des banques, qu'elles ont répercuté sur les taux débiteurs. En conséquence, les conditions de crédit se sont assouplies dans les différents pays, ce qui a relancé l'activité d'intermédiation. Ces politiques ont, par ailleurs, amélioré la compétitivité des pays,

stimulé la demande et crée des anticipations d'inflation. Néanmoins, leurs effets sur l'activité et les conditions d'offre et de demande de crédit sont lents dans certains pays.

Comparativement à l'Allemagne, les taux souverains ont davantage baissé dans l'ensemble des pays à l'exception de l'Espagne. En outre, les achats d'actifs ont eu des effets plus importants, en tant que mesures d'abaissement des taux souverains comparativement aux apports de liquidité en Autriche, en Finlande, en Allemagne, au Pays-Bas et en Espagne. Ces achats ont également des effets plus importants sur le volume du crédit en Autriche, en Finlande, en Allemagne et au Pays-Bas. Dans ces derniers pays, auxquels s'ajoutent la France, l'Italie et le Portugal, ils ont des effets inflationnistes plus importants. À l'opposé, les conditions de crédit s'améliorent significativement suite aux apports de liquidité. Plus spécifiquement, ces apports ont des effets plus importants sur la demande (resp. l'offre) de crédit en Autriche, en Belgique, en Allemagne et en Italie (resp. en Autriche, en Irlande et en Espagne). Au regard de leurs effets sur les taux débiteurs, ces mesures sont moins (resp. plus) bénéfiques à l'Italie et au Portugal (resp. à la Belgique) comparativement à l'Allemagne.

En définitive, nous montrons que les réponses des pays de la zone euro aux mesures de politiques monétaires non conventionnelles sont hétérogènes. La réponse asymétrique de la BCE au cours de la crise a certes permis de faire reculer la fragmentation financière au sein de la zone. Mais, la situation reste insatisfaisante puisque ces mesures n'ont pas toujours été plus efficaces là où les besoins se faisaient le plus sentir, surtout en Espagne, en Grèce, en Irlande, en Italie et au Portugal. Même si les taux souverains ont fortement baissé dans ces pays, les effets en Espagne sont les mêmes sinon plus faibles que ceux obtenus en Allemagne. Malgré la baisse des taux souverains en Grèce et au Portugal, les variations des taux débiteurs dans ces deux pays restent en deçà des effets obtenus en Allemagne. Plus généralement, on n'observe pas d'améliorations très marquées (comparativement à l'Allemagne) dans les conditions d'offre et de demande de crédit dans les pays les plus affectés par la crise, à l'exception de l'Espagne (pour l'offre) et la Grèce (pour la demande). Finalement, les effets sur le volume du crédit sont peu perceptibles, sauf en Irlande où un vaste programme de recapitalisation des banques a été mis en place. D'une part, les effets de ces mesures sur l'activité sont faibles, comparativement à l'Allemagne, dans tous ces pays. D'autre part, les effets attendus de ces politiques en matière d'inflation sont absents en Grèce et en Irlande.

Le *chapitre 4* tente d'expliquer l'hétérogénéité observée dans la transmission des effets des mesures des politiques monétaire non conventionnelles. L'approche méthodologique utilise un modèle d'équilibre général dynamique et stochastique (DSGE). Nous supposons que la zone euro est composée de deux pays en union monétaire. Deux sources d'hétérogénéité sont considérées suivant trois scénarios d'analyse. Tout d'abord (premier scénario), nous supposons que les deux pays se différencient par les niveaux de capitalisation des banques. Deux raisons motivent le choix du capital des banques. D'une part, le secteur bancaire a joué un rôle clé dans la mise en œuvre des politiques non conventionnelles. D'autre part, nous avons montré que la santé du secteur bancaire contribue à renforcer le pass-through du taux d'intérêt au cours de la mise en œuvre des mesures non conventionnelles. Ensuite (second scénario), nous supposons que les pays se différencient par le levier des entreprises, mesuré par le capital des firmes sur leurs fonds propres. La littérature insiste sur l'importance du levier du secteur des entreprises dans la transmission des chocs de politique monétaire. D'une part, les politiques monétaires non conventionnelles en augmentant la demande de capital des entreprises réduisent leur levier qui à son tour augmentera leurs fonds propres. D'autre part, elles assouplissent les conditions de financement des entreprises (baisse du levier) mais réduisent la marge bénéficiaire des banques. Dans un troisième scénario, nous autorisons des différences dans les niveaux de capitalisation et de levier des firmes.

Nous montrons que la capitalisation bancaire contribue à la transmission des effets des politiques monétaires non conventionnelles. Les effets de ces politiques sont plus importants dans le pays fortement capitalisé en comparaison au pays ayant un faible niveau de capitalisation. En outre, plus la taille du secteur bancaire, mesurée par le ratio du crédit sur PIB, est importante plus le pays profite des mesures non conventionnelles et de surcroît les effets de ces politiques sont très hétérogènes. Ce résultat confirme l'importance de la santé des banques dans la transmission des politiques non conventionnelles. L'endettement des entreprises, bien qu'important, joue un rôle secondaire. En effet, les politiques monétaires sont efficaces là où le levier des entreprises est plus élevé. Dans ce cas de figure, le niveau d'endettement est plus important, ce qui revient à l'importance du secteur bancaire. Globalement, les politiques non conventionnelles se transmettent à l'économie par une hausse du prix des actifs et une baisse des primes de risque. Cette baisse des primes s'explique par un effet de liquidité. La hausse des prix engendre un

effet de richesse et une hausse de la demande de capital. En outre, il y a un effet de ré-allocation de portefeuille lorsque la banque centrale achète des titres de dette émis par les banques. La baisse plus prononcée de la prime de risque sur le crédit bancaire, quelle que soit la politique, pourrait s'expliquer par une confiance retrouvée entre les banques et les entreprises. Tous ces effets combinés conduisent à une hausse de la production avec une transmission plus lente en comparaison avec les autres variables financières. Enfin, les achats de titres de dette produisent les effets les plus importants dans les économies. L'apport de liquidité peut être considéré comme la seconde mesure en termes d'efficacité. Il conduit nonobstant à une plus forte accumulation de réserves des banques. Dès lors, on enregistre une réponse plus faible du crédit, de la richesse des entreprises et de la demande de capital.

Chapitre introductif : *Un panorama des politiques monétaires non conventionnelles*

1 Introduction

À la suite de la crise des subprimes en 2007, les banques centrales, dont la Banque centrale européenne (BCE), ont conduit une série de politiques visant à stabiliser l'économie. Elles ont tout d'abord abaissé les taux d'intérêt directeurs jusqu'à ce qu'ils approchent zéro. Au regard de la gravité de la crise et au risque de prolonger ses conséquences sur l'économie, les banquiers centraux ont été contraints d'explorer de nouveaux outils de politique monétaire, que l'on qualifie de *politiques monétaires non conventionnelles*, pour revitaliser la performance économique des pays.

Ces mesures ont été motivées dans la zone euro par deux facteurs essentiels auxquels s'est ajoutée la limite à zéro du taux d'intérêt directeur. D'une part, on note une fragilisation de la transmission de la politique de taux dans certains pays de la zone euro, au cours de la crise, notamment l'Espagne et le Portugal. D'autre part, il y a eu un risque de fragmentation¹ très important de la zone euro dont une manifestation est la très forte dispersion du coût du crédit et des primes souveraines entre les pays membres.

En règle générale, les politiques monétaires non conventionnelles consistent en un usage non conventionnel des outils conventionnels de la politique monétaire ou en l'utilisation de nouveaux instruments non conventionnels. Ces politiques sont caractérisées par un

1. Par opposition à l'intégration financière, la fragmentation financière traduit une différence entre les taux d'intérêt d'instruments financiers imputables exclusivement au pays d'origine ou de l'émetteur.

apport de liquidité, soit par l'achat d'actifs, soit par un soutien direct aux sociétés financières ou non financières. Pourquoi ces mesures sont-elles qualifiées de non conventionnelles ? Comment se transmettent-elles à l'économie ? Quels ont été leurs effets financiers et économiques ? Telles sont les interrogations auxquelles nous tentons de répondre dans ce chapitre.

La première interrogation appelle à une définition et une caractérisation des politiques monétaires non conventionnelles. Les politiques monétaires non conventionnelles sont des mesures d'urgence mises en œuvre par les banquiers centraux. De surcroît, dans la littérature, il n'existe pas une définition universelle des politiques monétaires non conventionnelles. De façon globale, elles renvoient à un ensemble très vaste de mesures et de propositions. On y trouve, par exemple, la taxe sur la détention des actifs monétaires (Goodfriend, 2000 ; Goodhart et Ashworth, 2012 ; McCallum, 2000), la dépréciation de la monnaie (McCallum, 2000) ou le ciblage d'un niveau général de prix (ex. Eggertsson, 2003, 2006 ; Eggertsson et Woodford, 2003 ; Jeanne et Svensson, 2007 ; Krugman, 1998 ; Svensson, 2001, 2003)². Toutefois, il est d'usage de classer théoriquement les politiques monétaires non conventionnelles en deux catégories à savoir l'assouplissement quantitatif et l'assouplissement qualitatif (Bernanke et al., 2004). L'assouplissement quantitatif est une augmentation de la taille du bilan de la banque centrale par un apport de liquidité au secteur bancaire. Ainsi, les politiques quantitatives peuvent être assimilées aux politiques de bilan. Cependant, dans le cas des politiques non conventionnelles, les instruments de créance à court-terme sont les réserves des banques, à la différence des programmes classiques de gestion de la dette publique. L'assouplissement qualitatif, quant à lui, consiste à modifier la structure du bilan de la banque centrale sans en modifier sa taille. Outre les aspects quantitatif et qualitatif, les politiques non conventionnelles se caractérisent également par le choix des partenaires. Une politique peut être dite non conventionnelle si elle fait intervenir des contreparties autres que celles avec lesquelles la banque centrale conduit ses opérations conventionnelles. En pratique, au cours de la crise, les banques centrales ont conduit à la fois des politiques quantitatives et qualitatives. Dans ce chapitre, nous proposons une caractérisation des mesures de politique monétaire non conventionnelle et présentons l'expérience de la BCE.

La seconde question fait référence aux canaux et mécanismes de transmission des politiques monétaires non conventionnelles. C'est une question fondamentale, d'autant plus

2. Nous nous contenterons de traiter des politiques appliquées au cours de la crise.

que les politiques ont été adaptées aux conditions qui prévalaient au cours de la crise. En d'autres termes, des objectifs spécifiques ont été assignés à chaque mesure de politique en fonction de la gravité de la crise. La particularité de ces mesures et la spécificité de leurs objectifs font que leurs canaux de transmission peuvent être différents des canaux traditionnels de transmission de la politique monétaire (Wouter, 2016). Ce chapitre présente les canaux probables par lesquels transiteraient les effets des politiques monétaires non conventionnelles.

La troisième question est relative à l'efficacité de ces mesures. La littérature empirique montre que ces politiques ont réduit les primes de risque et de liquidité sur divers marchés, y compris le marché interbancaire, (Abbassi et Linzert, 2012) qui avaient augmenté de façon drastique au début de la crise. Elles ont également aidé à soutenir l'activité d'intermédiation des banques (Lenza et al., 2010), à créer des anticipations d'inflation et à générer de la croissance (Williams, 2010). Toutefois, les effets obtenus restent en deçà des objectifs des montants de la liquidité injectée par la BCE (Carpenter et al., 2014). En particulier, les effets des politiques non conventionnelles sur la croissance, le chômage et l'inflation sont lents et faibles. Ce bref bilan des effets des mesures de politique monétaire non conventionnelle met en évidence une hétérogénéité dans leurs canaux de transmission. Nous proposons une synthèse des travaux empiriques sur les effets de ces mesures non conventionnelles dans la zone euro. Notre présentation insistera sur les méthodologies utilisées et les canaux de transmission. Par ailleurs, nous limitons volontairement la synthèse à la zone euro puisque notre thèse porte uniquement sur cette union monétaire.

Le chapitre est organisé comme suit. La section 2 définit, caractérise les politiques monétaires non conventionnelles et présente l'expérience de la BCE. La section 3 présente les canaux et mécanismes théoriques des politiques non conventionnelles. La section 4 discute de l'efficacité de ces politiques sur la base des travaux empiriques. Nous concluons à la section 5.

2 Définition, caractérisation des politiques non conventionnelles et expérience de la BCE

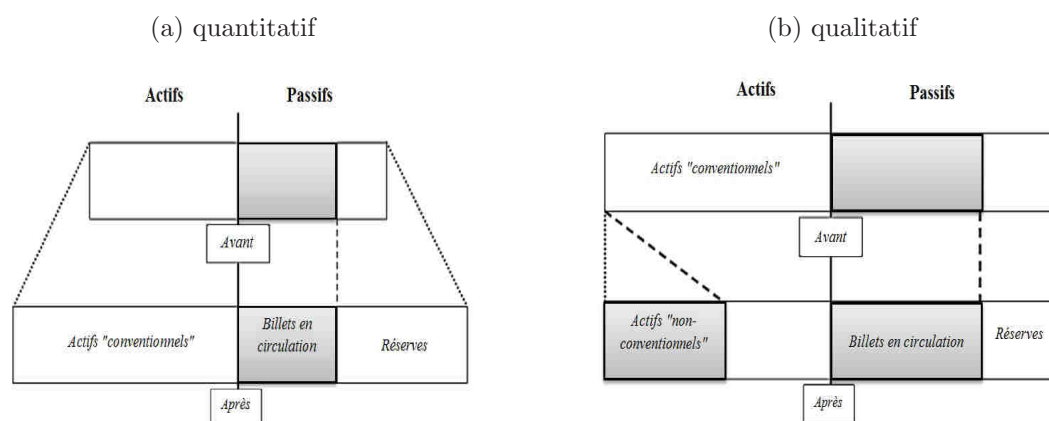
Jusqu'à une date récente, la politique monétaire consistait d'abord à annoncer le niveau du taux d'intérêt court. Sa mise en œuvre repose ensuite sur une gestion de la liquidité

de telle façon que le taux annoncé puisse se transmettre aux taux des marchés. Le bilan de la banque centrale se modifie alors de façon passive. Cette approche classique ayant été insuffisante au cours de la crise récente, les banques centrales ont ajusté la taille et la composition de leurs bilans afin d'influer sur les conditions financières au-delà de ce que permet la fixation du taux directeur. Les mesures prises dans ce cadre ont été baptisées de *politiques monétaires non conventionnelles*. Nous présentons ci-après les définitions ou formes des politiques monétaires non conventionnelles, leur caractérisation et l'expérience de la BCE.

2.1 Assouplissement quantitatif *versus* assouplissement qualitatif

Au cours de la crise de 2007, le terme *assouplissement quantitatif* a été largement utilisé pour désigner les politiques de bilan conduites par les banques centrales. La politique d'assouplissement quantitatif consiste à augmenter la taille du bilan de la banque centrale par un accroissement de la base monétaire tout en maintenant constante la liquidité et le risque moyens de son portefeuille d'actifs (schéma 1(a) et graphique 6). En d'autres termes, l'assouplissement quantitatif ne modifie pas la qualité des actifs détenus par la banque centrale (ex. titres de dette publique). Il peut prendre plusieurs formes dont un accroissement des réserves des banques et l'achat de titres de dette publique et privée avec de la monnaie banque-centrale. Son objectif est de rassurer les banques et les investisseurs potentiels qu'ils ne seront pas contraints par la liquidité (Ugai, 2007). Cette politique vise également à réduire le taux d'intérêt de long-terme.

SCHÉMA 1: Les politiques d'assouplissement



Source : Lenza et al. (2010)

L'*assouplissement qualitatif* (ou du crédit) est un changement dans la composition de l'actif de la banque centrale vers des actifs moins liquides et risqués tout en maintenant

constante la taille du bilan. En pratique, la modification de la structure du bilan de la banque centrale ne s'est pas faite à taille constante sauf lorsque la banque centrale fait du Twist³.

2.2 Particularité des politiques non conventionnelles

Cette section examine si les politiques monétaires non conventionnelles sont des substituts ou des compléments à la politique de taux. Ensuite, elle présente quelques différences entre ces politiques et la création monétaire. Enfin, elle aborde la question du choix des contreparties avec lesquelles la banque centrale met en œuvre ses politiques.

2.2.1 Complémentarité ou substituabilité à la politique de taux ?

Certaines banques centrales (États-Unis, Angleterre, Canada) ont conduit les politiques non conventionnelles lorsque le taux directeur était à (ou proche de) zéro. Ces politiques apparaissent alors comme de possibles recours et constituent ainsi des *substituts* à la politique de taux. De même, elles peuvent, dans certains cas, être mises en œuvre afin d'améliorer l'efficacité de la politique de taux. Dans ce cas, elles sont *complémentaires* à la politique de taux.

Les politiques non conventionnelles mises en œuvre par la BCE sont plutôt complémentaires à la politique de taux. Elles ont été introduites en octobre 2008 alors que la BCE disposait encore d'une marge pour la réduction du taux d'intérêt (cf. graphique 3). L'objectif principal de ces mesures était d'assurer l'efficacité de la politique de taux (Cour-Thimann et Winkler, 2012) dans la mesure où les mécanismes de transmission traditionnels semblaient défectueux. La BCE a, certes, été confrontée à une contrainte à zéro du taux d'intérêt à partir de juillet 2012, mais, depuis le début de la crise en 2007, l'essentiel de sa politique monétaire était axé sur le fonctionnement des canaux de transmission.

2.2.2 Politiques non conventionnelles ou forme voilée de création monétaire ?

Les politiques d'assouplissement quantitatif et qualitatif ne sont pas nouvelles. Avant la crise financière de l'été 2007, elles avaient été mises en œuvre aux États-Unis en

3. Le Twist est une opération qui consiste à vendre des titres de court-terme pour acheter l'équivalent de titres ayant une maturité plus longue. Ce faisant, la Banque Centrale va faire baisser les taux longs.

1961 (opération Twist) et au Japon entre 2000 et 2006 où elles visaient respectivement à aplatir la courbe des taux et à faire face à la déflation. Elles sont, avant tout, des politiques discrétionnaires dont le financement se fait par création monétaire en lieu et place de taxes ou d'un emprunt public (Taylor, 2012) même si dans certains pays, elles ont été des substituts à la politique de taux. Cependant, la BCE a clairement souligné, jusqu'à la fin 2011 au moins, que les mesures non conventionnelles ne pouvaient, en aucun cas, être considérées comme une autre forme de création monétaire. Elles sont plutôt des moyens exceptionnels qui ont été temporairement nécessaires d'autant plus que la BCE stérilisait une partie de ses achats, et en vertu de l'article 123 du traité de Lisbonne interdisant le financement des pays membres par création monétaire⁴.

2.2.3 Le choix des partenaires

Dans le cas des politiques d'assouplissement, la banque centrale a apporté un appui direct aux banques. Ensuite, elle s'est constituée en tant qu'acteur d'un marché réservé uniquement aux acteurs privés afin de restaurer son fonctionnement. Enfin, elle a apporté un appui direct au secteur privé, par exemple, pour le sauvetage de banques (Fortis et Dexia) et de compagnies d'assurance (AIG). Les opérations conduites vont donc au-delà du secteur bancaire (partenaire traditionnel) et s'élargissent au secteur financier dans son ensemble ; ce qui imprime le caractère non conventionnel à ces politiques. Ces choix opérés par les banques centrales a été fonction du type de l'économie. L'importance des banques dans la zone euro a fait que la BCE a continué à opérer par leurs entremises (Lenza et al., 2010) à la différence des États-Unis où la FED a impliqué les spécialistes en valeurs du Trésor.

2.3 Expérience de la BCE

La BCE a présenté l'ensemble des initiatives mises en œuvre pour faire face à la crise comme un soutien renforcé au crédit (Trichet, 2010). Il s'est agi d'une combinaison de

4. Pendant la crise de la dette souveraine débutée à la fin 2009, les autorités européennes ont mis en place, le 09 mai 2010, le Fonds Européen de Stabilité Financière. Ce fonds est conforme au traité de Lisbonne en raison de son caractère éphémère. La réunion des chefs d'État et de gouvernement de l'Union européenne des 28 et 29 octobre 2010 a décidé, entre autres, de modifier de manière limitée le traité de Lisbonne afin d'y inclure un mécanisme permanent de financement des États en cas de nouvelle crise. La révision du traité a été nécessaire afin de permettre aux États membres de la zone euro, plus particulièrement l'Allemagne, de ratifier de nouveaux plans d'aide pour les pays en difficulté.

mesures quantitatives et qualitatives⁵ et une chronologie des différentes mesures prises est donnée par le tableau 6 (en annexe). La BCE a mené sept grandes opérations que l'on peut qualifier de non conventionnelles.

Approvisionnement en devises (swap) : Pour soutenir les banques qui ont fait face à une contrainte de devises à la suite de la faillite de Lehman Brothers en septembre 2008, la BCE a mis en œuvre des mesures pour assurer la fourniture de liquidité en devises. Elle a également soutenu l'approvisionnement de liquidité en euro dans les systèmes bancaires de plusieurs pays non membres de la zone euro en accord avec les Banques Centrales de ces Etats.

Allocation complète à taux fixe : C'est une opération principale de refinancement (OPR) de la BCE, de fréquence hebdomadaire, dans laquelle le montant de la liquidité demandée par les soumissionnaires est entièrement servi au taux fixé par la Banque Centrale. En d'autres termes, les banques peuvent se financer de façon illimitée auprès de la Banque Centrale. Cette façon de procéder diffère des OPR classiques qui intègrent une adjudication *au prorata*. L'objectif principal de ces mesures est de soutenir le financement à court terme des banques afin d'atténuer l'impact négatif du risque d'illiquidité sur la distribution de crédit aux ménages et aux entreprises. Cette procédure a été annoncée pour la première fois le 8 octobre 2008 juste après la faillite de Lehman Brothers. Elle a régulièrement été renouvelée depuis.

Prolongement de la maturité des opérations de refinancement (LTRO et TLTRO) : La BCE a allongé la maturité maximale (allant jusqu'à 48 mois) de ses opérations en permettant ainsi aux banques de disposer de la liquidité sur une longue période. Par exemple, le 4 septembre 2008, la BCE a décidé de reconduire trois opérations de refinancement à plus long terme, d'une valeur totale de 125 milliards d'euro. Deux de ces opérations d'une valeur de 50 milliards d'euro chacune avaient une maturité de trois mois et l'autre de 25 milliards d'euro avait une maturité de six mois. Par ailleurs, cette opération couplée à la procédure d'allocation complète à taux fixe devrait permettre de maintenir le taux d'intérêt sur le marché monétaire à un niveau bas et d'assouplir les conditions de refinancement des banques. Outre la prolongation de la maturité des LTRO (*Long Term Refinancing Operations*), la BCE a décidé le 5 juin 2014 de conduire

5. Pour Borio et Disyatat (2010), ces interventions sont des politiques de crédit car l'accent a été mis sur le crédit bancaire et la BCE a accepté des actifs risqués qu'elle n'acceptait pas auparavant comme des garanties. Toutefois, ces interventions ont été suivies d'un accroissement du bilan de la BCE.

deux vagues d'opérations ciblées de refinancement à long terme (TLTRO pour *Targeted Long Term Refinancing Operations*). La première vague de TLTRO, qui s'est déroulée entre septembre et décembre 2014, devrait permettre aux banques d'emprunter auprès de la BCE l'équivalent de 7% de leurs encours total, au 30 avril 2014, au taux des OPR augmenté de 10 points de base ; soit 0,25%. Au cours de la seconde phase, qui s'est déroulée entre mars et juin 2016, les banques ont eu la possibilité d'emprunter des montants supplémentaires à l'occasion de TLTRO conduites à fréquence trimestrielle, pour autant qu'elles aient accru leurs concours de prêts aux entreprises et aux ménages. Les TLTRO ont une maturité de 48 mois, avec une possibilité de remboursement au bout de deux ans. En indexant ses crédits à l'encours des banques, la BCE désire relancer l'activité de crédit.

Programmes d'achat d'actifs : La BCE a mis en place quatre catégories de programmes d'achat de titres dans la zone euro. La première a porté sur les obligations sécurisées (*covered bonds*). La BCE a conduit deux opérations d'achat d'obligations sécurisées entre 2009 et 2012. Le premier (CBPP1) annoncé le 7 mai 2009 s'est déroulée entre juillet 2009 et juin 2010. Le montant cumulé des achats au 30 juin 2010 était de 60 milliards d'euro. Un second programme d'achat des obligations sécurisées (CBPP2) a été annoncé le 6 octobre 2011, qui a été exécuté de novembre 2011 à octobre 2012. Ce programme d'un montant de 40 milliards d'euro visait l'assouplissement des conditions de financement des établissements de crédit et des entreprises. A la fin du programme (31 octobre 2012), le montant cumulé des achats était estimé à 16,4 milliards d'euro. Le dernier programme (CBPP3) a été décidé le 4 septembre 2014 et devrait durer environ 2 ans.

La seconde catégorie (baptisée SMP pour *Securities Market Programme*) a porté sur les obligations émises par les Etats et le secteur privé entre mai 2010 et mai 2012. Elle a été introduite à la suite de la crise de la dette souveraine et visait à garantir la liquidité et la profondeur des compartiments des marchés obligataires souffrant de dysfonctionnements (Grèce, Irlande, Portugal, Espagne et Italie). Le montant cumulé des achats s'élevait à 208,8 milliards d'euro au 14 septembre 2012.

Les opérations monétaires sur titres (OMT) constituent la troisième catégorie de programmes d'achat. Elles visaient à acheter, sous certaines conditions⁶, des obligations

6. Les pays participants doivent être sous un programme d'ajustement via le Fonds Européen de Stabilité Financière ou le Mécanisme Européen de Stabilité ou tout autre programme d'ajustement macroéconomique à condition qu'ils aient l'autorisation d'émettre de nouvelles obligations. Même si

émises par les Etats membres de la zone euro. Ce programme a été annoncé le 2 août 2012, pour démarrer en septembre 2012 et mettre alors un terme au SMP.

La quatrième catégorie de programme d'achat a été décidé le 4 septembre 2014. Il a débuté en novembre 2014 et consiste à acheter des titres adossés à des actifs (ABSPP pour *Asset-Backed Securities Purchase Programme*). D'une durée programmée de deux ans, il s'est déroulé conjointement avec le CBPP3. Le 22 janvier 2015, la BCE a décidé de conduire un programme étendu d'achat des actifs qui englobe les deux programmes en cours (ABSPP & CBPP3) et un programme d'achat des obligations souveraines (PSPP pour *Public Sector Purchase Programme*). Ces mesures devaient compter parmi les plus importantes depuis le début de la crise, au vu des montants mis à disposition (objectif mensuel de 80 milliards d'euros) et de leur durée⁷. Au 31 mai 2016, le montant cumulé des achats est estimé à un peu plus de 1000 milliards d'euros. La fin du programme est envisagée en mars 2017, conditionnellement à un retour de l'inflation autour de 2% (par le bas). Les achats concernent particulièrement des obligations émises par les administrations centrales, les agences et les institutions européennes de la zone euro.

Elargissement de l'assiette des actifs éligibles comme collatéraux : C'est un ensemble d'opérations ayant consisté à accepter certains actifs non-éligibles comme collatéral lors des OPR de la BCE. Ces actifs ont concerné les obligations bancaires négociées sur des marchés non réglementés, les instruments de dettes subordonnées protégés par une garantie acceptable, les titres noté au-dessus de BBB⁻ (sauf pour les titres adossés à des actifs, ABS), et les garanties libellées en devises (Yen, Livre Sterling, Dollar US) qui remplissent tous les autres critères d'admissibilité habituels. Cette extension de la palette des actifs éligibles au cours de la crise se justifie par la possibilité de faire face à une contrainte de garanties pouvant empêcher les contreparties de se refinancer auprès de la Banque Centrale (Cheun et al., 2009).

Forward guidance : Elle consiste à annoncer de façon plus systématique et prononcée les intentions sur l'évolution (future) des taux directeurs. Son objectif est de guider les anticipations et les comportements des agents. Cette stratégie de communication a été introduite depuis juillet 2013 par la voix de M. Draghi.

aucune limite quantitative n'a été fixée quant à la taille du programme, les achats se concentrent, en particulier, sur les obligations souveraines d'une maturité allant d'un et trois ans.

7. <https://www.ecb.europa.eu/mopo/implement/omt/html/index.en.html> (visité le 11/06/2016). De mars 2015 à mars 2016, le montant mensuel ciblé était de 60 milliards d'euro.

Taux négatif : Dans l’optique d’inciter les banques à utiliser les réserves pour conduire des activités d’intermédiation, la BCE a introduit depuis juin 2014 un taux négatif sur ses facilités de dépôt.

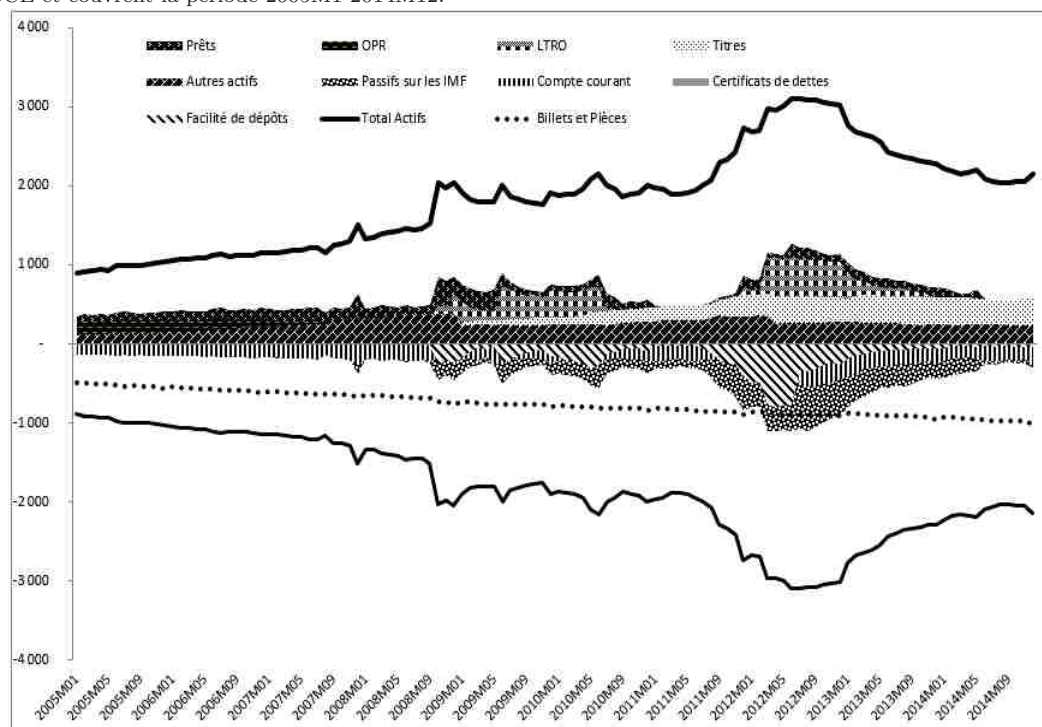
2.4 Implications en termes de bilan

L’effet visible des politiques non conventionnelles est la modification de la taille et de la structure du bilan de la banque centrale. La taille du bilan de la BCE a presque triplé entre 2005 et 2013 (Graphique 6). Deux évolutions sont particulièrement marquées dans la dynamique du bilan de la BCE. L’une a lieu à la fin de l’année 2008, en réponse à l’amorce de la crise financière, dans le sillage de la faillite de Lehman Brothers. L’autre, encore plus spectaculaire, intervient en 2011, en réponse à la crise de la dette souveraine. Il s’agit notamment du CBPP2 et du SMP. Par ailleurs, la composition du bilan suit les LTRO entre 2009 et 2010 et à la fin de 2012. Une autre modification importante concerne les facilités de dépôts depuis le début de la mise en œuvre des politiques d’assouplissement. Les actifs autres que les titres et les dettes des États ont connu une évolution importante depuis le début de la crise, ce qui témoigne de l’extension de la palette d’actifs que la BCE a admis en tant que collatéraux. Le passif envers les institutions financières au sein de la zone euro a également considérablement augmenté ; ce qui traduit le rôle joué par la BCE comme acteur du marché interbancaire.

L’accroissement du bilan de la BCE s’est fait de façon graduelle suivant l’intensité de la crise au sein de la zone euro. Toutefois, cette évolution du bilan de la banque centrale s’est traduite par une constitution de réserves des banques. Le ratio entre la facilité de dépôt de la banque centrale et la taille du bilan qui était moins de 0,4% jusqu’en 2006 est passé à 9,7% en 2008 et à 15,14% en 2011 là où la part des billets (*banknotes*) en circulation est passée d’un peu plus de 55% (jusqu’en 2006) à 30,8% (en 2012). La BCE a, dès lors, décidé de ramener le taux de rémunération des dépôts à 0% en juillet 2012 puis -0,4% en mars 2016 pour les inciter à mobiliser leurs ressources pour les prêter aux agents économiques.

GRAPHIQUE 6: Bilan synthétique de la BCE (milliard d'euros)

Ce graphique donne l'évolution du bilan de la BCE et ses composantes. Les données proviennent de la BCE et couvrent la période 2005M1-2014M12.



3 Canaux probables de transmission des politiques non conventionnelles

Il existe une littérature abondante qui met en évidence les canaux et mécanismes de transmission des politiques non conventionnelles. De façon générale, cette littérature porte sur des économies fortement dépendantes du marché financier⁸. Contrairement à ces économies, la zone euro est dépendante du financement bancaire et les politiques non conventionnelles avaient pour objectif d'assurer un bon fonctionnement des canaux traditionnels. C'est la raison pour laquelle nous présentons les canaux de transmission des politiques monétaires non conventionnelles sur la base des canaux traditionnels. Nous analysons en particulier cinq canaux de transmission à savoir les anticipations, la monnaie, le prix des actifs, le canal du taux de change et le canal du crédit.

8. Voir par exemple, Krishnamurthy et Vissing-Jorgensen (2011) pour les Etats-Unis et Joyce et al. (2011) pour l'Angleterre.

3.1 Canal des anticipations

Le canal des anticipations repose sur la capacité des agents à intégrer les effets positifs (attendus) des engagements de la banque centrale. Il examine comment les politiques non conventionnelles parviennent à restaurer la confiance sur les différents marchés au cours de la crise. Tel que décrit, ce canal prend en compte les canaux du *signal* et de la confiance qui sont explicités dans d'autres travaux (ex. Joyce et al., 2011 ; Krishnamurthy et Vissing-Jorgensen, 2011). Le canal du signal suggère que les mesures non conventionnelles permettent d'indiquer (signaler) aux marchés que la banque centrale a révisé ses perspectives économiques ou a changé la conduite de sa politique monétaire. Dès lors, elles devraient rassurer les marchés et améliorer les perspectives économiques ; c'est-à-dire accroître la confiance des investisseurs et des consommateurs.

Après la crise financière, les banques centrales ont pris un ensemble d'engagements afin de rassurer les marchés. Ces engagements portent sur le maintien à un niveau bas des taux directeurs sur une certaine période (*forward guidance*). Sur le plan théorique, si ces engagements sont fiables, ils devraient maintenir les taux anticipés à des niveaux bas. En effet, on peut écrire les anticipations de taux sous la forme

$$r_{t+}^e = \frac{1}{L} \sum_{l=0}^{L-1} E_t(r_{t+l}) \quad (3.1)$$

L'engagement de la banque centrale de maintenir ses taux à un niveau bas revient à $r_t \leq r_{t_0}$ sur un horizon L tel que $t + L \geq t_0 + 1$. La fiabilité de l'engagement implique

$$r_{t+}^e \leq r_{t_0} \quad \forall t \geq t_0, \quad L \geq 1. \quad (3.2)$$

La relation (3.2) montre que si la banque centrale n'augmente pas ses taux directeurs, le taux anticipé devrait rester à un niveau bas car il ne devrait pas excéder le taux actuel.

La baisse ou le niveau bas des taux anticipés pourrait jouer un rôle important dans l'économie selon la théorie des anticipations. En effet, cette théorie postule que le taux de long-terme (r_t^L) est le taux anticipé augmenté d'une prime de terme ou de risque (θ_t^L)

$$r_t^L = r_{t+}^e + \theta_t^L \quad (3.3)$$

Si les taux anticipés par les agents économiques sont bas et sous l'hypothèse que les actifs de court-terme et ceux de long-terme sont des substituts parfaits ($\theta_t^L \equiv \theta^L$), les taux d'intérêt de long-terme devraient baisser. Cette implication opère via le *canal du signal* qui suppose que les agents anticiperont des taux bas du fait des engagements de la banque centrale.

En outre, la littérature néo-keynésienne montre qu'en parvenant à stimuler des anticipations, les politiques monétaires non conventionnelles peuvent être efficaces (ex. Eggertsson, 2006, 2008 ; Woodford, 2012). En effet, on montre que la production actuelle dépend de la production anticipée et les dynamiques future et actuelle des taux d'intérêt réel et nominal anticipé :

$$y_t = E_t y_{T+1} - \varphi \sum_{s=t}^T E_t (r_s - \pi_{s+1} + r_{s+}^e) \quad (3.4)$$

Ainsi, même si le taux d'intérêt nominal est nul, il suffit que l'expansion monétaire puisse modifier les anticipations des agents économiques sur la conduite de la politique monétaire future pour que celle-ci soit efficace.

La question essentielle est la capacité de la banque centrale à respecter ses engagements, puisque l'efficacité des politiques monétaires non conventionnelles repose sur ce postulat (Eggertsson et Woodford, 2003). Pour Clouse et al. (2003), la fiabilité de la banque centrale est assurée par l'achat d'obligations de long-terme. En effet, il existe une relation inverse entre la valeur fondamentale, $Q(a, b)$, d'un actif et le taux d'intérêt

$$q(a) = \sum_b Q(a, b) [q(b) + d(b)] \quad (3.5)$$

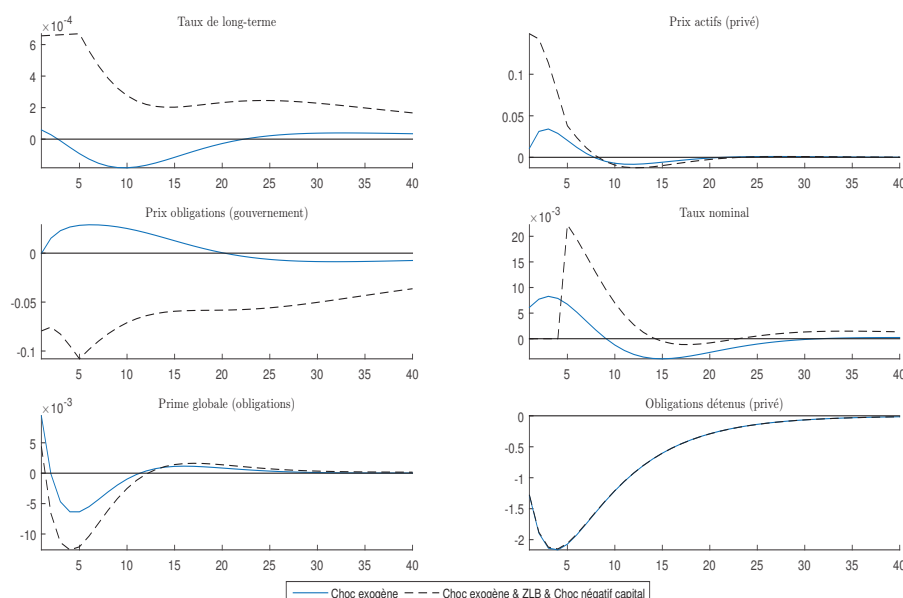
où a et b sont des états de la nature. En faisant abstraction du risque de défaut, on pose que $d(b) = r^L$; c'est-à-dire la valeur du coupon associé à l'obligation est le taux d'intérêt. On suppose aussi que les valeurs à l'achat et à la vente sont égales à l'unité quel que soit l'état de la nature ($q(a) = q(b) = 1$). On déduit dès lors que la valeur fondamentale de l'actif est telle que

$$1 + r^L = \frac{1}{\sum_b Q(a, b)} \equiv r_{t+}^e + \theta^L + 1 \quad (3.6)$$

La relation (3.6) montre que si la banque centrale augmente ses taux directeurs ($r \uparrow$), les taux de long-terme augmenteront ($r^L \uparrow$) ; ce qui réduira la valeur fondamentale de l'actif ($Q \downarrow$). La banque centrale pourrait, dès lors, subir des pertes sur ses actifs. Dans la mesure où elle intègre cette information dans sa fonction objectif, l'achat d'actifs de long-terme sert d'engagement crédible à maintenir les taux d'intérêt bas⁹.

GRAPHIQUE 7: Quelques effets des politiques monétaires non conventionnelles

Les graphiques sont les réponses du taux souverain, du prix des actifs, du prix des titres souverains, de la prime globale (différence entre le taux souverain et le taux nominal), du taux nominal et de la quantité de titres détenus par le secteur privé à la suite de deux chocs de mesures non conventionnelles. Les courbes bleues sont les réponses suite à un choc d'achat de titres souverains (« Choc exogène ») tandis que celles en pointillés sont les réponses suite à un choc d'achat de titres souverains lorsque survient un choc négatif sur le capital et lorsque le taux nominal a atteint sa limite inférieure (« choc exogène & ZLB & Choc négatif capital »). Nous imposons une contrainte de quatre périodes sur le taux nominal. Les simulations sont obtenues avec le modèle de Gertler et Karadi (2013).



Le graphique 7 montre qu'un choc exogène d'achat d'actifs fait baisser le taux de long-terme (i_{b10}). En cas de crise, cette opération limite la hausse de ce taux même en présence d'une contrainte à zéro du taux d'intérêt nominal. Par ailleurs, on constate que cette opération permet aux autorités monétaires de surmonter la contrainte à zéro du taux d'intérêt au regard de la dynamique du taux d'intérêt nominal.

9. On peut poursuivre le raisonnement pour montrer que l'achat des titres de court-terme des Etats n'aura aucun effet puisque le taux directeur est assimilable à celui sur ces actifs : $r \approx 0 \Rightarrow Q \approx 1$.

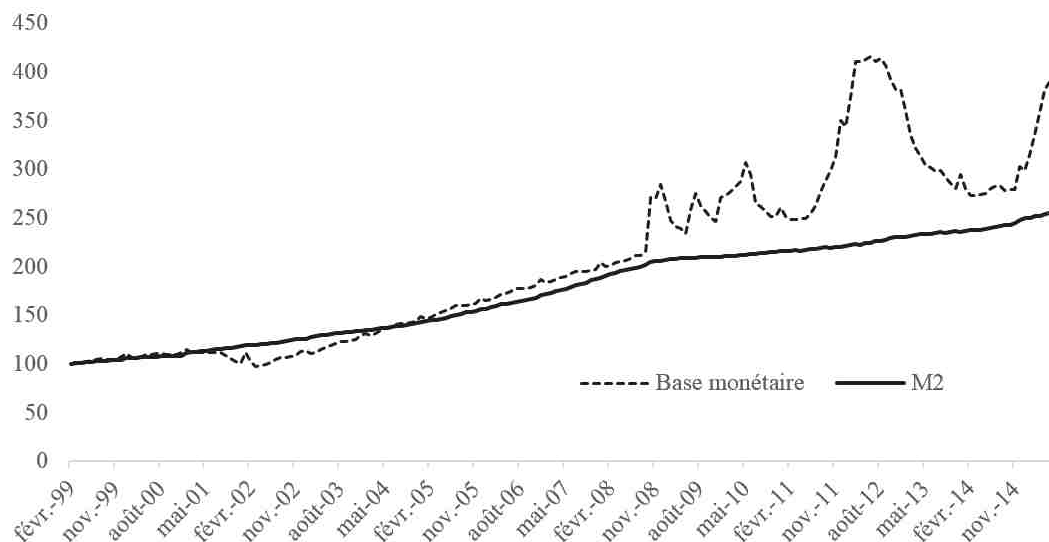
3.2 Canal de la monnaie

D'un point de vue monétaire, l'assouplissement quantitatif est considéré comme un choc d'offre de monnaie. Sa transmission peut être analysée suivant le principe du multiplicateur monétaire ou sous l'angle de l'offre et de la demande de monnaie (Bowdler et Radia, 2012).

Selon le principe du multiplicateur, une variation de la base monétaire devrait se traduire par une variation de la masse monétaire. Le fonctionnement du principe du multiplicateur monétaire suppose sa stabilité dans le temps de même que celle de la vitesse de circulation de la monnaie. L'hypothèse de stabilité du multiplicateur monétaire ne peut être acceptée au sein de la zone euro (graphique 8)¹⁰. On note une évolution plus forte de la base monétaire en comparaison à la masse monétaire à partir d'octobre 2008 ; soit juste après la faillite de Lehman Brothers. Le mécanisme traditionnel du multiplicateur monétaire ne peut permettre d'expliquer les effets des politiques non conventionnelles.

GRAPHIQUE 8: Évolution de la base et la masse monétaire

Ce graphique donne l'évolution d'un indice de la base monétaire et de la masse monétaire M2. Les indices sont en base 100 février 1999. Les données proviennent de la BCE et couvrent la période 1999M1-2015M6. On observe une dynamique similaire avec les agrégats M1 ou M3.



En effet, les banques de la zone euro ont fortement sollicité la facilité de dépôt de la BCE (cf. graphique 6). Toute la liquidité injectée par la BCE s'est traduite en une accumulation de réserves malgré la baisse du taux de réserves obligatoires de la BCE. C'est

10. Des constats similaires sont effectués au Japon (Krugman, 1998 ; Kuttner, 2004 ; Kuttner et Posen, 2001) et au États-Unis (Carpenter et Demiralp, 2012).

la raison pour laquelle elle a décidé de taxer les dépôts des banques en y appliquant un taux négatif. Des cas similaires d'accumulation de réserves sont observés aux Etats-Unis (Cukierman, 2013) et en Angleterre (Bowdler et Radia, 2012; Goodhart et Ashworth, 2012). En particulier, en Angleterre, les agents non financiers ont substitué le financement bancaire au financement du marché, d'une part, et le système bancaire a émis des dettes de long-terme en remplacement des dépôts de court-terme (Bridges et Thomas, 2012), d'autre part.

3.3 Canal du prix des actifs

Selon le canal du prix des actifs, une politique monétaire expansionniste se traduit par une hausse du cours des actifs. Le graphique 7 illustre une hausse du prix du capital et des obligations en réponse à un choc exogène d'achat des actifs. Les effets transitent par quatre canaux essentiels : les anticipations, la liquidité, la ré-allocation de portefeuille et la durée.

Le premier canal par lequel les opérations non conventionnelles affectent le prix est celui des *anticipations*. En effet, la valeur fondamentale d'un actif est une fonction inverse de son taux d'intérêt, d'après la relation (3.6). Sous la validité de l'hypothèse des anticipations (relation (3.3)), les politiques non conventionnelles réduisent le rendement des actifs de long-terme via la baisse des anticipations de taux d'intérêt. Par ce canal, elles augmentent le prix de ces actifs de long-terme.

Le second canal est celui de la *liquidité*. C'est un canal additionnel qui repose sur une substituabilité imparfaite entre la monnaie et l'actif de long-terme (Andrés et al., 2004). Sous ces hypothèses, ces auteurs montrent que le terme θ_t^L de la relation (3.3) peut s'écrire

$$\theta_t^L = \frac{1}{L} [\zeta_t - \tau(m_t - b_t^L)] \quad (3.7)$$

où ζ_t est une prime de risque exogène et $\tau(m_t - b_t^L)$ un terme qui capte la substituabilité imparfaite entre la monnaie (m_t) et le stock d'actif de long-terme détenu par les agents (b_t). τ , positif, traduit les coûts de transactions liées à la détention d'actifs de long-terme.

La relation (3.7) montre qu'en présence d'un choc d'offre de monnaie ($m_t \uparrow$), la prime de terme diminue ($\theta_t^L \downarrow$); ce qui réduit le taux de long-terme ($r_t^L \downarrow$). Ainsi, la liquidité induite par les opérations de la banque centrale augmente le prix des actifs.

Outre les anticipations et la liquidité, les achats d'actifs de la banque centrale réduisent le stock d'actifs détenu par les investisseurs ($b_t^L \downarrow$). Par cet effet de rareté, ces opérations entraînent une baisse de la prime de terme : c'est le canal de *ré-allocation de portefeuille*. Le graphique 7 montre que les opérations d'achats d'actifs réduisent, par exemple, la quantité d'obligations détenues par les intermédiaires financiers de même que la prime ($E(R_b) - R$). Les opérations d'achat de la banque centrale modifient la structure des portefeuilles des investisseurs. Dans la plupart des cas, ces derniers désireront faire correspondre leurs passifs à des actifs d'une même maturité. Ils sont, dès lors, susceptibles d'utiliser une partie de la liquidité pour acheter d'autres actifs de long-terme afin de rétablir la structure initiale de leur portefeuille. C'est cette volonté de ré-équilibrer leurs portefeuilles qui fait augmenter le prix des actifs ciblés. La conjugaison des deux effets (liquidité et portefeuille) entraîne une baisse plus forte de la prime de risque θ^L surtout lorsque l'économie fait face à une contrainte à zéro du taux d'intérêt.

Le canal de la ré-allocation du portefeuille, tel que présenté, montre un effet localisé des chocs de demande. En effet, un choc sur la demande d'actifs de maturité L affecte uniquement le rendement des actifs de la même maturité. Ce résultat correspond au cas des investisseurs neutres au risque selon la théorie de l'habitat préféré (Vayanos et Vila, 2009). Cette assertion bien que cohérente avec certains travaux empiriques (ex. Gagnon et al., 2011) ne restitue que partiellement les effets des politiques non conventionnelles. D'autres travaux empiriques montrent que les programmes d'achat des banques centrales ont des effets au-delà des actifs ciblés (ex. D'Amico et King, 2013). Ces derniers sont cohérents avec la théorie de l'habitat préféré au cas où les investisseurs ont une forte aversion au risque. En effet, la réduction du stock d'actifs de long-terme par la banque centrale conduit les investisseurs très averses au risque à acheter des actifs de maturités proches afin de se couvrir, très souvent, par la vente des actifs de courtes échéances. Les effets sont plus importants au niveau des maturités ciblées mais s'étendent à d'autres maturités tout au long de la courbe des taux.

Le canal de la ré-allocation peut être complété par les *effets de duration*. Les achats d'actifs de long-terme par la banque centrale réduisent la durée moyenne du stock d'actifs détenu par les investisseurs. Avec moins de risques liés à la maturité, les investisseurs devraient exiger une prime plus faible pour maintenir ce risque. Ainsi, θ^L devrait baisser et de façon équivalente augmenter le prix des actifs. Ces effets liés à la durée constituent un canal additionnel de la transmission des politiques non conventionnelles.

Au total, le canal du prix des actifs opère via les anticipations, la liquidité et la composition (structure et durée) du portefeuille des investisseurs. Toutefois, d’une façon générale, l’achat d’obligations de maturités longues par la banque centrale se traduit par un transfert de risque des investisseurs vers cette dernière institution. Le risque ne disparaît donc pas de l’économie (Woodford, 2012) bien qu’étant réduit au niveau des investisseurs. Par exemple, si la banque centrale acquiert des titres hypothécaires, elle porte le risque immobilier à son bilan. En cas d’effondrement des cours de ces actifs, la banque centrale subit des pertes qui se traduisent par une baisse des bénéfices à reverser au Trésor. Pour faire face à sa contrainte budgétaire, le gouvernement augmentera les impôts. Cette perception du risque par les agents économiques peut réduire les effets de ce canal. Par ailleurs, les effets de liquidité peuvent être temporaires et de courtes durées. Dans la mesure où les apports de liquidité se sont traduits par une accumulation de réserves, la demande d’encaisse réelle des ménages (terme m_t dans la relation (3.7)) pourrait ne pas augmenter à la suite de ces opérations. La perception du risque par les agents économiques et leur préférence pour la liquidité (réserves) peuvent limiter les effets financiers des politiques non conventionnelles.

3.4 Canal du crédit

Le canal du crédit présente la réaction des banques aux modifications du taux d’intérêt. Dans le cas des politiques d’assouplissement, ce canal pourrait être qualifié de *canal de la liquidité* (Christiano et Eichenbaum, 1992). Selon ce canal, une expansion monétaire non anticipée est suivie d’une baisse des taux d’intérêt¹¹. En outre, ce canal est complémentaire à la ré-allocation de portefeuille. Il se concentre sur le passif des agents économiques en prenant en compte la valorisation des actifs qu’ils peuvent offrir comme des garanties bancaires (Borio et Disyatat, 2010).

11. Des développements de cette théorie insistent sur la persistance de la baisse du taux d’intérêt. En effet, à la suite d’un apport de liquidité, l’on note une baisse du taux d’intérêt mais une hausse de la production et de l’inflation. Si les effets de l’inflation sont dominants, le taux d’intérêt va croître. Voir par exemple, Christiano et Eichenbaum (1991, 1992) et Kim et Ghazali (1998) pour plus de détails sur cette question.

Afin de prendre en compte le comportement des agents dans l'économie, nous spécifions comme suit l'offre (c^s) et la demande (c^d) de titres (Friedman, 2013) :

$$c_t^s = \nu_1 E(y_{t+1}) - \nu_2 [\rho_t - E(\pi_{t+1})] + z_t^s \quad (3.8a)$$

$$c_t^d = \mu_1 E(y_{t+1}) + \mu_2 [\rho_t - (1 - \delta)r_t - \delta r_{t+}^e] + z_t^d \quad (3.8b)$$

$$c_t^s = c_t^d + c_t^b \quad (3.8c)$$

où c^b constitue les programmes d'achat d'actifs de la banque centrale, z^s et z^d sont des termes aléatoires, ρ est le coût du crédit, r est le taux court et r^e est le taux court anticipé, $E(\pi_{t+1})$ et $E(y_{t+1})$ sont respectivement les anticipations d'inflation et de croissance. $\nu_1, \nu_2, \mu_1, \mu_2, \delta$ sont des paramètres positifs.

L'offre et la demande d'actifs du secteur privé augmentent avec le revenu anticipé. La demande de financement du secteur privé baisse avec le coût réel du crédit tandis que l'offre de financement augmente avec le coût du crédit. Ainsi, par leurs effets sur le coût du crédit, les politiques non conventionnelles devraient stimuler la demande de financement (offre de titres). D'après ce système, les interventions de la banque centrale sur le marché des titres ($c^b \uparrow$) baissent le coût du crédit ($\rho \downarrow$) comme prédit par le canal de la liquidité (cf. graphique 7).

En conséquence, le système (3.8) permet de conclure que les politiques non conventionnelles influencent la demande de financement des agents économiques via le canal des anticipations. En effet, l'offre de titres peut être ré-écrite sous la forme

$$c_t^s = \kappa_1 E(y_{t+1}) + \kappa_2 c_t^b - \kappa_3 [(1 - \delta)r_t + \delta r_{t+}^e - E(\pi_{t+1})] + \zeta_t \quad (3.9)$$

où $\kappa_1, \kappa_2, \kappa_3$ sont des paramètres positifs et ζ un terme aléatoire.

La relation (3.9) montre que, par leur effet sur les anticipations, les politiques monétaires non conventionnelles peuvent stimuler la demande de financement du secteur privé ($r^e \downarrow \Rightarrow c^s \uparrow$). Par ailleurs, ces interventions accroissent la capacité d'emprunt des agents économiques via leurs effets sur le prix des actifs; ce qui accroît la richesse des entreprises et des ménages. En se servant de (3.9) et (3.8c) on montre que les interventions de la banque centrale réduisent la demande de titres puisque la banque centrale absorbe une partie de la demande de financement (cf. Graphique 7). Cependant, et, en

raison de l'accumulation de réserves des banques, les effets sur le crédit pourraient être limités.

3.5 Canal du taux de change

Les politiques monétaires non conventionnelles peuvent avoir des effets importants sur le taux de change. Les taux d'intérêt étant très bas dans les pays dans lesquels ces politiques sont appliquées, les banques peuvent décider d'acquérir des titres rémunérateurs à l'étranger. Une analyse récente montre que *sur les 800 milliards de dollars US de baisse des réserves de change de la Chine en 2015, la vente d'obligations européennes représente 250 milliards de dollars US*¹². Ces opérations donnent lieu à des ventes massives d'Euro ; ce qui déprécie la monnaie. D'un côté, la dépréciation de la monnaie rend les produits compétitifs et est censé augmenter les exportations, et de l'autre, elle devrait augmenter le prix des produits importés et nourrir des anticipations d'inflation.

Toutefois, l'efficacité de ce canal reste fortement dépendant de la croissance mondiale qui est, par ailleurs, restée faible pendant la crise. Par ailleurs, la baisse du prix du pétrole a contribué à freiner la hausse des prix ; ce qui a limité la création des anticipations d'inflation.

Au total, les politiques non conventionnelles peuvent être efficaces pour la stabilisation de l'économie en présence d'une contrainte à zéro du taux d'intérêt. L'efficacité de ces politiques reste, cependant, fortement dépendante de leur capacité à modifier les anticipations des agents économiques. Parce que leur efficacité repose sur la création d'anticipations, les effets des politiques non conventionnelles sont moins prévisibles que ceux des politiques classiques (Sinclair et Ellis, 2012). La section 4 présente quelques résultats empiriques relatifs aux effets des politiques non conventionnelles.

4 Quel bilan des politiques non conventionnelles ?

Il existe, aujourd'hui, une riche littérature sur les effets des politiques non conventionnelles. Cette section fait une synthèse de quelques travaux empiriques qui s'y rattachent. Elle est organisée autour de quatre grandes méthodes d'évaluation. Dans chacun des cas, nous présentons l'objet, les résultats et les limites de la méthode. Le tableau 4 donne une synthèse des travaux ayant porté sur les conditions de financement dans la zone euro.

12. Voir Alternatives Economiques n°355 (mars 2016) à la page 12.

4.1 Apport des études d'événements

Une étude d'événements est une technique statistique servant à mesurer l'impact d'une information ou d'une politique sur la réaction des marchés. Ces études ont été utilisées au cours de la crise pour analyser les effets d'annonce des politiques non conventionnelles. Cette technique a permis d'analyser les effets de ses politiques sur les anticipations et les primes de risque et de liquidité des marchés. Son avantage est sa simplicité et sa parcimonie. Toutefois, cette méthode ne permet pas d'effectuer une analyse causale. Par ailleurs, la taille de la fenêtre d'analyse joue un rôle important. En fait, lorsqu'elle augmente, il devient difficile d'attribuer les effets mesurés uniquement aux politiques ciblées.

Toutes les analyses basées sur cette méthode concluent, d'une part, à une baisse substantielle des taux d'intérêt de long-terme suite aux politiques non conventionnelles (Aït-Sahalia et al., 2012 ; Altavilla et al., 2016 ; Casiraghi et al., 2016 ; Fratzscher et al., 2016) D'autre part, l'annonce des opérations d'apport de liquidité a abaissé la prime de liquidité et de risque sur le marché interbancaire (Aït-Sahalia et al., 2012 ; Altavilla et al., 2015).

4.2 Contribution des modèles de structure par terme

La structure par terme des taux d'intérêt est une relation entre les durées des placements et des emprunts et les taux d'intérêt qui leur sont associés. Ces modèles sont utilisés, entre autres, pour analyser les anticipations de taux d'intérêt. Cette classe de modèle a été, le plus souvent, employée pour évaluer les effets des politiques non conventionnelles, d'une part, sur les primes de risque et de liquidité et, d'autre part, sur les prix des actifs et la structure du portefeuille des agents.

D'une façon générale, les politiques non conventionnelles ont réduit la prime de liquidité (De Pooter et al., 2015) et de risque (Fourel et Idier, 2011).

4.3 Apport de la modélisation en équilibre général

Les modèles d'équilibre général dynamique et stochastique (DSGE) permettent d'analyser les interactions entre les différents agents de l'économie. Le succès de ces modèles dans l'analyse des effets des politiques non conventionnelles repose sur l'introduction des frictions financières. Il s'agit principalement de prendre en compte les nouvelles

sources de perturbations de l'économie et l'amplification de la transmission des chocs du secteur financier vers le secteur réel (Sopraseduth et Iliopoulos, 2012). La crise et les développements théoriques ont permis de raviver la contribution du canal bancaire dans la transmission des chocs.

Une première contribution majeure faite par Cúrdia et Woodford (2010, 2011) se focalise sur une banque commerciale qui optimise son bilan en choisissant le niveau de crédit accordé à l'économie en fonction de ses conditions de financement. Ainsi, la banque centrale, en influençant les conditions de financement des banques, réduit le coût de financement des entreprises. La seconde contribution majeure souligne la pertinence du canal bancaire dans la crise financière (Gertler et Karadi, 2011, 2013; Gertler et Kiyotaki, 2010; Gertler et al., 2012) et propose ainsi un canal essentiel de transmission des politiques non conventionnelles. Dans tous ces modèles, la banque est un agent autonome qui choisit la composition de son actif (crédit, actions, réserves) et son passif (fonds propres, dépôts des ménages, dette interbancaire). Toutefois, le mécanisme économique est quelque peu différent d'un modèle à l'autre. Pour Gertler et Kiyotaki (2010), le mécanisme repose principalement sur l'hétérogénéité dans l'accès au financement des banques. En revanche, pour Gertler et Karadi (2011, 2013), il repose sur l'accélérateur financier via le capital bancaire. Enfin, c'est le passif de la banque (recours excessif à la dette de court terme en période d'incertitude modérée) qui constitue le mécanisme principal chez Gertler et al. (2012).

Dans la zone euro, Sahuc (2016) montre les effets macroéconomiques, notamment sur la production, l'inflation, les prix des actifs et les taux souverains, des programmes d'achat de la BCE sont plus probants lorsque ces dernières sont associés à une stratégie d'orientation des anticipations de taux d'intérêt (*forward guidance*). Pour analyser ces effets, Sahuc utilise une version calibrée d'un modèle DSGE. Des versions estimées de cette catégorie de modèles montrent que les apports de liquidité (LTRO) ont augmenté la production, la croissance, l'inflation et l'investissement (Cahn et al., Forthcoming). Plus précisément, ces auteurs montrent, par exemple, que la production aurait baissé de 2,5 points de pourcentage et l'inflation de 0,5 point de pourcentage en absence de ces mesures non conventionnelles en moyenne en 2009. Kühl (2016) montre que l'achat des obligations souveraines réduit le coût de financement des entreprises mais réduit la marge bénéficiaire des banques. Le profit des banques baisse en raison de la diminution de la rentabilité des actifs (hausse du cours des actifs). Les achats des titres souverains

ont, tout de même, des effets positifs sur l'économie notamment en termes de production, d'inflation.

4.4 Apport de la régression linéaire (à une équation)

La régression linéaire, sous sa forme simple, met en relation une variable de résultat (outcome) et une ou des variables de politique. À l'opposé des études d'événements, cette approche suppose que la variable de politique cause la variable de résultat. La régression linéaire est à la fois utilisée pour prédire et expliquer un phénomène. Son inconvénient majeur est de postuler, a priori, une forme linéaire entre les variables mises en jeu. Dans l'évaluation des effets des politiques non conventionnelles, cette approche n'a pas été utilisée pour cibler des canaux particuliers mais son usage a été, plutôt, transversal.

À partir de cette approche, il ressort que dans la zone euro, les apports exceptionnels de liquidité ont abaissé les taux d'intérêt sur le marché (Abbassi et Linzert, 2012; Szczerbowicz, 2015) en réduisant la prime de crédit et de liquidité. Cette réduction provient d'une baisse de la demande de liquidité (Black et Hazelwood, 2012; Carpenter et al., 2014). La réduction de la prime de risque a permis d'éviter une baisse du crédit. En effet, au cours d'une crise, les banques réduisent fortement leur offre de crédits en raison de leur exposition au risque (Altunbas et al., 2009, 2010). Les politiques monétaires non conventionnelles ont eu tendance à ralentir la baisse du crédit bancaire dans certains pays de l'OCDE (Gambacorta et Marques-Ibanez, 2011) et particulièrement en Italie (Casiraghi et al., 2016). Il s'en est suivi toutefois, une baisse de la demande de crédit en raison de la disponibilité d'autres sources de financement à la suite de l'accalmie sur les marchés (Carpenter et al., 2014). Par suite, l'accumulation de réserves des banques a limité les effets des politiques non conventionnelles en plus de la situation économique morose des pays de la zone.

Les différents constats peuvent conduire à des conclusions plus modestes des politiques non conventionnelles en matière de crédits (Bowman et al., 2011). Cependant, Carpenter et al. (2014) notent que même si le comportement de crédit reste en deçà des objectifs des apports de liquidité, il n'en demeure pas moins que les politiques non conventionnelles ont réduit la demande de liquidité. Il faudra certainement du temps avant que des effets satisfaisants ne soient observables.

4.5 Contribution des modèles VAR

Les modèles ont essentiellement servi à évaluer les effets macroéconomiques des politiques non conventionnelles. En réalité, compte tenu de la particularité de la crise et des politiques non conventionnelles, plusieurs variantes des modèles VAR ont été utilisées. Il s'agit, entre autres, des VAR structurels (VARs), des VAR avec paramètres évolutifs (TVP-VAR) et des VAR sur facteurs (FAVAR/TVP-FAVAR). Certains modèles ont été couplés avec une analyse contrefactuelle. Ce type d'analyse compare la situation actuelle en présence de la politique à une situation hypothétique dans laquelle serait l'économie s'il n'y avait pas eu ces politiques. Par cette approche, on déduit les effets imputables aux politiques. Malgré leur usage abondant, la limite fondamentale des modèles VAR reste leur aspect athéorique.

Les études basées sur les modèles VAR montrent que l'annonce des opérations spéciales de refinancement à plus long-terme de la BCE a eu pour effet de réduire la prime de risque sur le marché (Beaupain et Durré, 2016 ; Darracq-Paries et De Santis, 2015 ; Hesse et Frank, 2009). Les conditions de financement des banques se sont considérablement améliorées dans la zone euro du fait des mesures non conventionnelles mises en œuvre par la BCE. Le programme d'achat d'actifs a considérablement réduit la prime de liquidité sur les obligations souveraines et les titres de dette des banques. L'approvisionnement régulier du marché interbancaire a permis de surmonter la contrainte de liquidité à laquelle étaient confrontées les institutions financières. Cette intervention a favorisé la relance de l'activité de crédit à l'endroit des ménages et des entreprises non-financières (Giannone et al., 2012 ; Lenza et al., 2010 ; Peersman, 2011) même si la transmission des taux d'intérêt au crédit bancaire reste faible (Creel et al., 2016).

Les modèles VAR ont été également utilisés pour évaluer les effets macroéconomiques des politiques monétaires non conventionnelles. Nous reportons la présentation de la littérature y afférente à la sous-section 4.6.

TABLEAU 4: Effets des politiques monétaires non conventionnelles sur les conditions de crédit dans la zone euro

Ce tableau fait une synthèse de la littérature sur les effets des politiques monétaires non conventionnelles (PMNC) sur les conditions de financement dans la zone euro. INF est mis pour institutions non financières. SLTRO est mis pour Supplementary Long Term Refinancing Operations et sont des LTRO de maturité allant de 6 à 12 mois et VLTRO sont des LTRO de 36 mois de maturité. SHMPP est mis pour Securities held for monetary purposes. L'analyse de Carpenter et al. (2014) inclue les États-Unis dont nous n'exposons pas les résultats. (a) Nous reportons les effets ayant une probabilité d'au moins 75% de chance de se produire. (b) L'incertitude (ou ambiguïté) est le degré de mesurabilité des résultats possibles lorsque les agents sont confrontés au risque. Pour les investisseurs la valeur de l'actif échangé est distribuée suivant une ou des loi(s) de probabilité et non une valeur fixe. (c) Aversion au risque : le fait que les agents sont réticents à faire des choix avec plusieurs résultats probables. (d) Cette étude porte également sur d'autres pays situés hors de la zone euro pour lesquels nous n'avons pas exposé les résultats pour rester sur mettre l'accent sur les pays de la zone Euro. (e) Ces résultats sont basés sur les BLS. Ils indiquent juste la proportion de banques mais pas l'amplitude des variations.

Auteurs	Mesures	Méthodologies	Pays/Zones	Variables endogènes	Conclusions
Aït-Sahalia et al. (2012)	Politique de taux, Apport de liquidité, Mesures macroéconomiques, Accord de swap, Achat d'actifs, Recapitalisation de banques, Garanties sur les passifs des institutions financières	Études d'évènements	États-Unis, Royaume Uni, Zone euro, Japon	Spread libor-OIS sur \$US, spread New York Funding Rate (NYFR)-OIS, spread Libor-TED, spread Libor-OIS attendu, spread repo (transactions) et taux sans risque, CDS, VIX	Annonce de la baisse des taux => baisse de la prime de risque sur le marché interbancaire; Annonce injection liquidité => baisse spread Libor-OIS; Annonce du swap=> baisse prime de liquidité et de risque sur le marché interbancaire
Altavilla et al. (2016)	OMT	Études d'évènements, VAR (Bayésien), Analyse contrefactuelle	Allemagne, France, Italie, Espagne	Taux souverains (2, 10 ans), PIB, IHPC, M3, crédit bancaire, volatilité du marché obligataire	Baisse des taux souverains à 2 ans de 200 bp en Italie et en Espagne et baisse de la volatilité de 1,5 pp. Hausse probable ^(a) du PIB de 1,5 à 2 pp (Italie et Espagne) et de l'inflation de 1,2 (Italie). Le volume du crédit augmenterait de 1,1 à 3,6 pp en Allemagne, en Italie et en Espagne.

À suivre ...

Tableau 4 Effets des politiques monétaires non conventionnelles sur les conditions de crédit dans la zone euro (suite)

Auteurs	Mesures	Méthodologies	Pays/Zones	Variables endogènes	Conclusions
Altavilla et al. (2015)	CBPP3, ABSPP, PSPP, CSPP	Études d'événements	Zone Euro, Allemagne, France, Italie, Espagne	Taux souverains (5, 10 ans), Obligations du secteur privé (note BBB), Taux de change	Baisse des taux souverains (10 ans) de 30-50 pb ; Baisse des taux du secteur privé 20 pb ; Baisse du taux de change de 12 pp
De Pooter et al. (2015)	SMP (montant de nouveaux achats rapporté au stock par pays)	Structure par terme	Irlande, Portugal, Italie et Espagne	Prime de liquidité sur des titres de 5 ans de maturité	Un achat de 1% de la dette souveraine diminue la prime de liquidité de 23 pb.
Hesse et Frank (2009)	LTRO 3 ans, TAF (Term Auction Facility)	BVAR, BGARCH, SWARCH	Zone euro, États-Unis	Spread Libor-OIS	L'annonce des LTRO a réduit 1) les spreads de 2 pb dans la zone euro contre 7 pb aux États-Unis suite à l'annonce des LTRO et 2) les volatilités des spreads. L'annonce du TAF a réduit les spreads et leur volatilité.
Ghysels et al. (2014)	SMP	Modèle GARCH à fréquence mixte	Irlande, Italie, Espagne, Portugal	Rendement et volatilité des obligations souveraines.	À long-terme, un achat de 100 million d'euros d'actifs baisse de 0,1 pb (Italie) à 7 bp (Irlande) les taux à 10 ans. On note une baisse de la volatilité de 38 bp (Irlande) à 450 pb (Grèce) au cours du SMP 1 sur les taux à 2 ans.

À suivre ...

Tableau 4 Effets des politiques monétaires non conventionnelles sur les conditions de crédit dans la zone euro (suite)

Auteurs	Mesures	Méthodologies	Pays/Zones	Variables endogènes	Conclusions
Szczerbowicz (2015)	EFSF/ESM, CBPP, SMP, OMT, collatéral, LTRO 3 ans, FRFA, Swap	Régression linéaire	Zone euro, France, Italie, Portugal, Irlande, Espagne, Grèce, États-Unis, Royaume-Uni	Euribor-OIS, Euribor-Repo, Euribor- Taux long allemand, CDS-OIS, Covered bond rate- Taux long allemand, spread souverain	SMT, OMT, CBPP, LTRO 3 ans réduisent le coût d'emprunt de financement des banques et des Etats. Le SMP, plus efficace, a réduit les spreads souverains de 35 pb (Italie) à 476 pb (Grèce). Les spreads souverains américains et anglais ont également diminué suite aux achats d'obligations souveraines avec des effets respectifs de 5 et 9 pb.
Abbassi et Linzert (2012)	FRFA et LTRO (apport de liquidité)	Régression linéaire (séries temporelles)	Zone euro	Euribor (3, 6, 12 M), volatilité implicite (3 mois Euribor future), CDS	Un apport de liquidité baisse les taux d'intérêt sur les marchés interbancaires de plus de 100 pb.
Angelini et al. (2011)	LTRO	Régression linéaire (panel)	Zone euro	Spread entre les taux sur les prêts interbancaires non garantis et garantis	Les LTRO à un mois réduisent le spread de 15 bp tandis ceux 3 mois le réduisent de 10 pb.
Beirne et al. (2011)	CBPP	Cointégration (marché primaire) Régression linéaire (marché secondaire)	Zone euro	Émission d'obligations sécurisées et montant total des obligations Spread entre taux des obligations sécurisées et du taux sans risque	Hausse de l'émission d'obligations sécurisées mais pas le montant Baisse du spread d'environ 12 pb pour la zone Euro.

À suivre ...

Tableau 4 Effets des politiques monétaires non conventionnelles sur les conditions de crédit dans la zone euro (suite)

Auteurs	Mesures	Méthodologies	Pays/Zones	Variables endogènes	Conclusions
Gibson et al. (2016)	SMP, CBP	Régression linéaire (panel à effet fixe)	Grèce, Irlande, Italie, Portugal, Espagne	Spread souverain, Prix des covered bond	Un achat de 1 milliard d'euros (SMP) entraîne une baisse des spreads de 3,34 pb. Le CBPP augmente le prix des obligations à 10 ans de 15 pp (long-terme).
Eser et Schwaab (2016)	SMP	Régression linéaire (panel avec coefficient hétérogène)	Irlande, Espagne, Italie, Portugal, Grèce	Spread obligations Etats 5 ans (2, 6, 7, 10 ans pour la robustesse)	Un achat de 100 million d'euros réduit de 0,1 à 2 pb les taux d'intérêt.
Creel et al. (2016)	Taux d'intérêt, Excès de liquidité (calculé), LTRO et SHMPP	VAR (analyse individuelle)	France, Allemagne, Italie, Espagne	Refi, rendement souverain (6-mois, 5, 10-ans), crédit aux INF et immobilier (volumes & taux), prix pétrole, chômage, Euro Stoxx 50, CISS, Inflation, production industrielle	Transmission de la politique de taux vers les taux d'intérêt mais affaiblissement de la transmission vers les volumes. Excès de liquidité se transmettent aux taux en Allemagne et en Espagne et au volume en France et en Espagne. Faible transmission des LTRO vers les taux (aucune transmission au niveau des volumes). SHMPP efficace en Italie et en Espagne en termes de taux d'intérêt.

À suivre ...

Tableau 4 Effets des politiques monétaires non conventionnelles sur les conditions de crédit dans la zone euro (suite)

Auteurs	Mesures	Méthodologies	Pays/Zones	Variables endogènes	Conclusions
Carpenter et al. (2014)	FRFA, SMP, LTRO	Régression linéaire (panel)	Belgique, Allemagne, Irlande, Espagne, France, Italie, Pays-Bas, Autriche, Portugal, Grèce	Volume crédit aux INF	Les PMNC réduisent le risque de liquidité des banques et augmente le volume des prêts. L'annonce du LTRO réduit le spread Euribor-OIS de 2,5 pb. Une injection de 1 milliard d'euros de capital augmente d'environ 0,02 pp le crédit aux NFC. Sans le SMP et le FRFA, le crédit bancaire aurait été plus bas d'environ 1% au cours de la crise (2008-2011).
Beaupain et Durré (2016)	FRFA	VAR	Zone euro	4 indicateurs (quantitatifs) d'excès de liquidité, volume du crédit, EONIA	L'apport de liquidité fait baisser les taux d'intérêt débiteurs augmente le volume d'activité sur le marché interbancaire.
Fourel et Idier (2011)	SMP	Structure par terme & VAR	France, Allemagne, Grèce, Italie, Portugal, Espagne	Prix (bid-ask spread) obligations souveraines 2, 5, 10 ans	Réduction de l'incertitude ^(b) sur le marché mais accroissement de l'aversion au risque ^(c) .

À suivre ...

Tableau 4 Effets des politiques monétaires non conventionnelles sur les conditions de crédit dans la zone euro (suite)

Auteurs	Mesures	Méthodologies	Pays/Zones	Variables endogènes	Conclusions
Falagiarda et al. (2015)	LTRO, FRFA, Assouplissement des conditions de garanties, swap, CBPP, SMP, OMT, Forward guidance, ABSPP, PSPP	Étude d'évènements	République Tchèque (CZ), Hongrie (HU), Pologne (PL), Roumanie (RO)	Taux de change, indice boursier, taux interbancaire (3 mois), taux souverain (2, 3, 10 ans), CDS (5, 10 ans), Risque de change	Les PMNC de la BCE réduisent le taux interbancaire en RO (-0,45 pp) et le taux souverain à 10 ans dans tous les pays (-5,38 à -1,0,3 pb) à l'exception de la HU. Les achats des titres souverains (SMP, OMT, PSPP) ont des effets beaucoup plus importants sur le taux de change (-2,92 pp en CZ et 4,32 pp en PL), le taux interbancaire (-17 pp en RO), le taux souverain à 2/3 ans (-60 pb en HU et -39,4pb en PL) et à 10 ans (-73,19 pb en HU et -34,69 pb en PL) et les CDS à 5 et 10 (dans tous les pays avec des maxima de l'ordre de -34 pp en RO) à la différence des OMT.

À suivre ...

Tableau 4 Effets des politiques monétaires non conventionnelles sur les conditions de crédit dans la zone euro (suite)

Auteurs	Mesures	Méthodologies	Pays/Zones	Variables endogènes	Conclusions
Fratzscher et al. (2016) ^(d)	SMP, OMT, Apport de liquidité (SLTRO, VLTRO)	Étude d'évènements	38 pays dont Autriche, Finlande, Allemagne, Pays-Bas, Italie, Espagne pour la zone Euro.	Taux souverain à 10 ans, indice boursier bancaire, indice boursier, taux de change, flux portefeuille obligataire, CDS	L'annonce des OMT a baissé les taux souverains en Italie et en Espagne (-74 pb) avec une hausse de 10 pb sur les taux des autres pays. Les indices boursiers et ceux du secteur bancaire se sont accrus de resp. 10 pb et 14 pb en Italie et en Espagne. L'annonce du SMP a réduit les taux souverains de 121 pb en Italie en Espagne et les indices boursiers se sont accrus dans ces deux pays de resp. 7 et 16 pp. Les opérations d'apport de liquidité ont des effets similaires dans ces pays (-24 pb sur les taux longs, +4 pp sur les indices boursiers).
Gambacorta et Marques-Ibanez (2011)	Politique du bilan (Taille du bilan sur PIB)	Régression linéaire (panel)	15 pays dont Autriche, Belgique, Allemagne, Grèce, Finlande, France, Irlande, Italie, Pays-Bas, Portugal, Espagne.	Volume crédit	Accroît le crédit bancaire (0,437 à 0,495 pp).
Jobst et Lin (2016)	Taux d'intérêt négatif	Analyse descriptive (Données BLS)	Zone euro	Taux de croissance du crédit, Marge d'intérêt nette	Accroissement du crédit aux ménages ^(e) . Baisse de la rentabilité des banques ^(e) .

4.6 Implication des politiques non conventionnelles en termes d'inflation, de production et de chômage

Les politiques non conventionnelles en modifiant le prix des actifs contribuent à réduire le coût du capital et à favoriser la relance de l'investissement. Pourvu qu'il y ait une demande de financement, ces politiques devraient stimuler la demande globale et par suite contribuer à créer des anticipations d'inflation et réduire le chômage. Une synthèse des effets macroéconomiques des politiques monétaires non conventionnelles dans la zone euro est présentée dans le tableau 5. Les estimations économétriques reposent essentiellement sur des variantes du modèle VAR et de l'analyse contrefactuelle.

Globalement un accroissement de la taille du bilan de la banque centrale entraîne une hausse de la production dans la zone euro. Par exemple, Gambacorta et al. (2014) estiment que le PIB européen a augmenté de 1,3% à 3,2% suite à un accroissement de 3% de la taille du bilan de la BCE. La hausse des prix se situe entre 0,2% et 1,5%. Ces auteurs pensent que les effets des politiques monétaires non conventionnelles sont plus (resp. moins) importants sur la production (resp. l'inflation) en comparaison avec la politique de taux. En stimulant la croissance, ces politiques ont réduit la hausse du chômage. Giannone et al. (2012) mentionnent que sans les interventions de la BCE, le taux de chômage aurait été plus élevé de 0,6% (10,5% au lieu de 9,9%) deux ans et demi après la faillite de Lehman en raison d'une dépression beaucoup plus forte.

L'efficacité des politiques monétaires non conventionnelles en termes de production et de chômage a été contrariée par les crises bancaire et de la dette souveraine. En effet, le taux de chômage de la zone euro qui avait augmenté significativement à partir de mars 2008, a entamé une baisse à partir d'avril 2010 jusqu'en avril 2011 suite aux actions menées par la BCE (Giannone et al., 2012; Lenza et al., 2010). Après avril 2011, une hausse du niveau de chômage est enregistrée passant de 9,86% (avril 2011) à 12,12% (mars 2013). Sur cette même période, on note une baisse générale de la production industrielle. La nouvelle envolée du chômage et la baisse de la production dans la zone euro résultent des conséquences des crises bancaire et de la dette souveraine malgré les différentes initiatives de la BCE et des dirigeants européens. Néanmoins, entre 2012 et 2014, les LTRO à 36 mois de la BCE ont permis d'accroître la production (entre +0,5% à +0,8%) et l'inflation (entre +0,15% et +0,25%) dans la zone euro (Darracq-Paries et

De Santis, 2015). Les effets en termes de production restent plus importants que ceux liés à l'inflation.

Les politiques monétaires non conventionnelles ont donc le mérite de stimuler la croissance et limiter la hausse du taux de chômage. Malgré leur caractère expansionniste et surtout le montant des apports de liquidité, ces politiques ont eu des effets modestes en termes d'inflation. Ces constats peuvent s'expliquer, d'une part, par le fait que le canal de la monnaie n'explique la transmission des politiques non conventionnelles. Les risques d'une bulle inflationniste sont donc relativement réduits. Par ailleurs, la baisse du prix du pétrole a, certainement, joué un rôle non négligeable dans l'incapacité des politiques non conventionnelles à créer des anticipations d'inflation.

TABLEAU 5: Effets macroéconomiques des politiques non conventionnelles de la BCE

Auteurs	Mesures	Méthodologies	Pays/Zones	Variables endogènes	Conclusions
Darracq-Paries et De Santis (2015)	LTRO à 3 ans	Panel VAR, analyse contrefactuelle	Belgique, Allemagne, Irlande, Espagne, France, Italie, Pays-Bas, Autriche, Portugal, Finlande, Grèce	PIB, Inflation, Eonia, facteurs de demande et d'offre de crédit (BLS), taux débiteur (crédit aux INF) moins OIS à 3 mois (BLR), OIS à 3 mois, taux de croissance du crédit aux INF	Croissance du PIB (0,5-0,8 pp), de l'inflation (0,15-0,25 pp), du volume du crédit aux INF (1,7-2,5 pp) et baisse du BLR (15-20 pb) suite à un choc d'offre de crédit.
Giannone et al. (2012)	Volume des échanges entre les banques et la banque centrale	VAR & Analyse contrefactuelle	Zone euro	43 variables : Volume du crédit, variables macroéconomiques, Euribor 3 mois, taux des obligations à 2, 3, 5, 10 ans, indices bousiers	Restauration des canaux traditionnels mais effets limités sur les variables macroéconomiques. D'après Giannone et al. (2012), Sans les interventions de la BCE, le crédit aux INF et la croissance auraient baissé de resp. 6 et 2 pp deux ans après la faillite de Lehman. Dans ces conditions, le taux de chômage aurait été plus élevé de 0,6 pp.
Lenza et al. (2010)	Analyse sans et avec politiques			32 variables	
Peersman (2011)	Politique du bilan (base monétaire)	VAR	Zone euro	Production industrielle, prix, volume du crédit (NFC), taux crédit NFC	Une hausse de la taille du bilan de la BCE augmente la base monétaire de 2 pp. L'impact sur l'activité économique est similaire à une baisse du taux directeur de 25 pb et une hausse de la base monétaire de 10 pp (à taux directeur donné).
Gambacorta et al. (2014)	Politique du bilan (taille bilan)	Panel VAR	Canada, Euro, Japon, Norvège, Suisse, Suède, Royaume-Uni, États-Unis	PIB, IHPC, Taille bilan, VIX	Baisse du VIX, accroissement du PIB (1,3-3,2 pp) et de l'inflation (0,2-1,5 pp). Les effets les plus importants sont obtenus 6 mois après le choc.

5 Conclusion

Ce chapitre a défini, caractérisé et présenté les canaux de transmission des politiques monétaires non conventionnelles. Ces politiques se transmettent à l'économie, tout d'abord, par les anticipations car elles reposent sur la capacité des agents économiques à intégrer les effets positifs des engagements de la banque centrale. On note que ces politiques ont permis 1) d'augmenter le prix des actifs, et 2) de réduire des primes de risque et de liquidité de même que les taux longs. Elles ont, de plus, facilité l'activité d'intermédiation des banques. Toutefois, les effets obtenus restent faibles au regard des montants de la liquidité injectée. En particulier, les effets des politiques non conventionnelles sur la croissance, le chômage et la création d'inflation sont lents.

Ce *chapitre introductif* montre qu'un nombre important de travaux empiriques ont été menés pour analyser les effets des mesures de politique monétaire non conventionnelle. Toutefois, ces travaux négligent souvent les effets indirects des politiques monétaires non conventionnelles (Creel et al., 2016). De plus, en fournissant généralement une évaluation sur le plan agrégé, ils négligent l'hétérogénéité des effets des politiques non conventionnelles sur les pays membres de la zone euro et dans le temps. Des tentatives d'estimation des effets des politiques par pays ont été initiées sans pour autant couvrir un large panel de pays ni tous les programmes mis en œuvre (Beaupain et Durré, 2016 ; Gibson et al., 2016 ; Szczerbowicz, 2015). Très peu d'études s'intéressent également à l'hétérogénéité de cette transmission dans le temps alors que cette dimension est tout aussi importante que l'hétérogénéité individuelle (Ciccarelli et al., 2013). Par ailleurs, en se limitant à des marchés particuliers, ces études ne présentent qu'une analyse partielle des effets des mesures de politique monétaire non conventionnelle sur l'économie. La construction et l'estimation de modèles théoriques (Cahn et al., *Forthcoming* ; Kühl, 2016) et des modèles VAR comportant un grand nombre de variables (Altavilla et al., 2016 ; Giannone et al., 2012 ; Lenza et al., 2010) ont offert des analyses plus détaillées des effets de ces mesures sans que ces dernières n'ait pour autant insisté sur l'hétérogénéité dans la transmission.

Par la suite, nous proposons dans la **première partie** de cette thèse une analyse des effets des mesures de politique monétaire non conventionnelle sur les conditions de financement des pays-membres et des entreprises de la zone euro. Dans le chapitre 1, nous analysons tout d'abord les effets indirects des mesures de politique monétaire non

conventionnelle. Ensuite, nous tentons d'expliquer l'hétérogénéité dans la transmission de ces mesures. Dans le chapitre 2, nous analysons les effets de ces mesures sur la courbe de taux et la prime souveraine en autorisant potentiellement une hétérogénéité individuelle et temporelle dans leur transmission. Dans la **seconde partie** de cette thèse, nous tentons, d'une part, de caractériser la transmission des effets des mesures de politique monétaire non conventionnelle dans un environnement hétérogène (chapitre 3). D'autre part, nous apportons un ensemble d'explications aux différences observées dans les réponses de variables financières et macroéconomiques clés en se basant sur un modèle structurel à deux pays (chapitre 4).

Annexe

TABLEAU 6: Chronogramme des mesures non conventionnelles de la BCE

Dates	Brève description des programmes
<i>Allocation complète à taux fixe (FRFA)</i>	
08/10/2008	Annonce de la procédure FRFA dans les OPR (annonce faite tard dans la soirée)
13/10/2008	Annonce de la procédure FRFA au cours des opérations swap
15/10/2008	Annonce de la procédure FRFA au cours des LTRO
10/05/2010	Réactivation de la procédure FRFA au cours des LTRO
<i>Programme d'achat des obligations des Etats et du secteur privé (SMP)</i>	
09/05/2010	Annonce de l'achat des actifs (SMP)
10/05/2010	Début de l'achat des actifs (SMP)
06/09/2012	Fin du SMP
<i>Opérations Monétaires sur Titres (OMT)</i>	
02/08/2012	Annonce de l'OMT
<i>Programmes d'achat des obligations sécurisées (CBPP)</i>	
07/05/2009	Annonce du CBPP1 (juillet 2009 à Juin 2010)
06/10/2011	Annonce du CBPP2 (novembre 2011 à décembre 2012)
04/09/2014	Annonce du CBPP3 (octobre 2014 à probablement juin 2016)
<i>Programme d'achat des titres adossés à des actifs (ABSPP)</i>	
04/09/2014	Annonce du ABSPP (novembre 2014 à probablement novembre 2016)
<i>Programme d'achat des titres du secteur public (PSPP)</i>	
22/01/2015	Annonce du programme étendu d'achat des actifs (mars 2015 à probablement mars 2017)
<i>Opération de financement à plus long-terme (LTRO)</i>	
04/09/2008	Annonce de la conduite de 3 LTRO dont une de six mois (25 milliards)
06/10/2011	Annonce de la conduite d'une LTRO de 12 mois (en octobre 2011) et une autre de 13 mois (décembre 2011)
08/12/2011	Annonce de la conduite de deux LTRO de 36 mois à partir du 21/12/2011
21/12/2011	Début de la 1ère LTRO de 36 mois
28/02/2012	Début de la 2nde LTRO de 36 mois
05/06/2014	Annonce du premier TLTRO (entre septembre 2014 et juin 2016)
10/03/2016	Annonce du TLTRO II (Target LTRO) entre juin 2016 et mars 2017 sur une base trimestrielle avec une maturité de 4 ans
<i>Assouplissement des conditions de garanties (collateral easing)</i>	
15/10/2008	Modification (extension) de la liste d'actifs comme collatéraux (jusqu'à la fin 2009)
21/11/2008	Acceptation des prêts syndiqués régis par les lois anglaise et galloise comme collatéraux

Suite à la page suivante ...

Tableau 6 Chronogramme des mesures non conventionnelles de la BCE (suite et fin)

Dates	Brève description des programmes
26/11/2008	Suspension des prêts syndiqués régis par les lois anglaise et galloise comme collatéraux (01/12/2008-31/12/2009)
08/04/2010	Définition de nouvelles classes d'actifs valable à partir de janvier 2011 Définition d'une décote graduelle sur les actifs admis comme collatéraux
28/02/2012	Suspension temporaire de certains actifs et titres grecs au guichet de la BCE (dès mars 2012)
08/03/2012	Acceptation des titres grecs comme collatéraux
03/05/2012	Suspension de la note minimale exigible sur les titres de l'Etat Grec
20/07/2012	Annnonce de la suspension de l'admission de certains actifs comme collatéraux à partir du 25/07/2012
06/09/2012	Suspension la note minimale exigible sur les obligations d'Etat
22/03/2013	Suspension de l'admission de certains actifs comme collatéraux
18/07/2013	Définition de nouveaux critères d'admission de titres adossés à des actifs comme collatéraux
04/02/2015	Levée de la suspension portant sur les titres grecs
<i>Approvisionnement en devises (Swap)</i>	
06/04/2009	Etablissement d'un cadre bilatéral de coopération entre les banques centrales d'Angleterre, du Japon, des USA, de la Suisse et la BCE jusqu'au 30/10/2009
25/06/2009	Extension de l'accord swap du 06/04/2009 jusqu'au 01/02/2010
27/01/2010	Annnonce de la suspension de l'accord swap (Angleterre, Japon, USA, Suisse, BCE) le 31/01/2010
10/05/2010	Réactivation du Swap avec les USA
17/12/2010	Etablissement d'un accord swap avec la banque d'Angleterre jusqu'au 28/09/2011
25/08/2011	Prolongement du swap avec la banque d'Angleterre jusqu'au 28/09/2012
12/09/2012	Prolongement du swap avec la banque d'Angleterre jusqu'au 30/09/2013
13/12/2012	Extension des accord swap existant jusqu'au 01/02/2014
10/10/2013	Etablissement d'un accord swap avec la banque populaire de Chine de durée de 3 ans
31/10/2013	Etablissement d'un cadre bilatéral de coopération entre des banques centrales (Canada, Angleterre, Japon, USA, Suisse) et la BCE
<i>Forward guidance</i>	
26/07/2012	Discours de M. Draghi "Whatever it takes to save the euro"
04/07/2013	Les taux de court-terme resteront à des niveaux bas jusqu'à ce que le taux d'inflation soit positif

Première partie

Politiques monétaires non conventionnelles et conditions de financement

La crise a eu des impacts importants sur les économies de la zone euro avec une hétérogénéité forte. Elle s'est notamment traduite par une envolée des primes souveraines dans des pays tels que la Grèce, l'Italie, l'Irlande, le Portugal et l'Espagne. Pour faire face à cette crise, la BCE a mis en œuvre des mesures de politique monétaire non conventionnelle dont le premier objectif était de restaurer les canaux traditionnels de transmission de la politique de taux. Même si la BCE a adapté ses mesures à l'intensité de la crise et suivant les pays les plus touchés, il n'en demeure pas moins que la politique monétaire de la zone euro est commune à tous les pays membres. Il survient alors la question de savoir comment se transmet cette politique monétaire commune dans un environnement hétérogène. Ciccarelli et al. (2013) montrent que la transmission de la politique monétaire commune varie entre les pays et dans le temps surtout en période de crise.

En s'inscrivant dans cette logique, cette partie vise à examiner l'hétérogénéité individuelle et temporelle de la transmission des mesures de politique monétaire non conventionnelle sur les conditions de financement dans la zone euro. Dans le chapitre 1 nous analysons les effets de ces politiques sur le coût du crédit aux entreprises. En particulier, nous examinons la complémentarité entre les politiques monétaires conventionnelles et non conventionnelles. Ensuite, nous tentons d'expliquer l'hétérogénéité dans la transmission des effets des mesures de politique monétaire non conventionnelle. Dans le chapitre 2 nous analysons les effets de ces mesures sur la courbe de taux et la prime souveraine.

Chapitre 1

Effets des politiques monétaires non conventionnelles sur le coût du crédit dans la zone euro

1.1 Introduction

Les politiques monétaires non conventionnelles sont censées assouplir les conditions de financement et relancer les prêts directs et intermédiés via quatre canaux de transmission à savoir la liquidité, la réallocation de portefeuille, la duration et la confiance. En particulier, en achetant des actifs, y compris de qualité moyenne, les banques centrales rassurent les investisseurs et les incitent à l'imiter. Les deux derniers canaux doivent réduire les primes de risque et le coût de financement des agents économiques.

Par ailleurs, les politiques non conventionnelles ne visent pas uniquement à avoir un effet direct sur les conditions de financement. Elles sont également des mesures d'accompagnement pour que les taux d'intérêt aient une influence sur les conditions de crédit comme lorsque la banque centrale conduisait ses politiques de taux (Cour-Thimann et Winkler, 2012 ; Trichet, 2010). On parle, sous cet angle, des effets « indirects » des politiques non conventionnelles.

Concrètement, la BCE a multiplié les mesures, depuis les allocations à taux fixes en 2008 jusqu'aux opérations de financement à long terme (TLTRO II) annoncées en 2016, en passant par des programmes d'achats massifs d'obligations publiques et privées mis en

œuvre chaque année depuis le déclenchement de la crise. Cette succession de programmes doit-elle être interprétée comme un échec des mesures mise en œuvre par une institution qui naviguerait à vue ou plutôt le reflet de la gravité de la crise ?

La littérature empirique sur cette question admet globalement l'efficacité des mesures non conventionnelles en termes de réduction des taux d'intérêt sur le marché du crédit (ex. Abbassi et Linzert, 2012 ; Aït-Sahalia et al., 2012 ; Darracq-Paries et De Santis, 2015 ; Hesse et Frank, 2009). Toutefois, ces travaux négligent souvent les effets indirects (Creel et al., 2016). De plus, en fournissant généralement une évaluation sur le plan agrégé, ils négligent l'hétérogénéité des effets des politiques non conventionnelles sur les pays membres de la zone euro. Des tentatives d'estimation des effets des politiques par pays ont été récemment initiées sans pour autant couvrir un large panel de pays ni tous les programmes mis en œuvre (Beaupain et Durré, 2016 ; Gibson et al., 2016 ; Szczerbowicz, 2015). Enfin, elles n'expliquent pas les sources potentielles de divergences d'impact d'un pays à l'autre. Pourtant, on sait par exemple que l'hétérogénéité structurelle (Leroy et Lucotte, 2016 ; Mojon, 2001) et les facteurs conjoncturels (Sorensen et Werner, 2006) sont sources de divergence dans l'ajustement des taux bancaires aux mouvements des taux directeurs.

Dans ce chapitre, nous proposons une évaluation, originales à plusieurs égards, des effets des politiques monétaires non conventionnelles sur le coût du crédit aux entreprises dans les pays de la zone euro. Tout d'abord, notre analyse porte sur toutes (à l'exception du « forward guidance ») les mesures non conventionnelles mises en œuvre par la BCE, du moins jusqu'en 2014, et couvre un panel de 11 pays suffisamment large pour avoir une vue globale des disparités existantes¹. Ensuite nous mettons en évidence la complémentarité entre les politiques non conventionnelles et la politique de taux d'intérêt. Enfin, nous tentons d'expliquer l'hétérogénéité dans la transmission des effets des politiques non conventionnelles grâce à un modèle VAR conditionnel homogène sur données de panel (PCHVAR).

Nous trouvons que les effets directs des politiques non conventionnelles sont bien moins probants que les effets indirects. Toutefois, ces derniers sont hétérogènes et s'expliquent, d'une part, par des différences macro-financières : taux de croissance, probabilité de défaut, endettement public et risque systémique. Elles s'expliquent, d'autre part, par

1. Les 11 pays sont : Belgique, Allemagne, Irlande, Espagne, France, Italie, Pays-Bas, Autriche, Portugal, Finlande, Grèce. Ils contribuent à hauteur de 98% au PIB annuel de la zone euro.

l'hétérogénéité des secteurs bancaires, au travers des différences de capitalisation et de prêts non performants. La concurrence et la concentration financière, quant à elles, auraient eu un impact moins important sur les différences de réaction. Ainsi, de ce point de vue, et généralement, les effets de la politique non conventionnelle menée par la BCE ont été plus importants en Allemagne et en Autriche par exemple, qu'en Grèce, Italie, Espagne ou qu'au Portugal. Ceci conduit à dresser un bilan nuancé des politiques non conventionnelles en Europe. Certes, elles ont globalement permis de réduire le coût du crédit. Mais elles ont été moins efficaces là où les besoins étaient comparativement les plus importants.

La suite du chapitre est organisée comme suit. La section 1.2 présente une brève revue de la littérature sur les effets des politiques monétaires non conventionnelles sur les conditions de financement. La section 1.3 analyse les effets directs des politiques non conventionnelles tandis que la section 1.4 évalue leurs effets indirects. La section 1.5 vise à expliquer l'hétérogénéité de l'effet des mesures non conventionnelles. Une synthèse des résultats est proposée dans la section 1.6.

1.2 Une revue de l'effet des mesures prises par la BCE sur les conditions de financement

Il existe, aujourd'hui, une littérature assez importante sur la mesure des effets des politiques non conventionnelles. Une telle évaluation était relativement difficile au début de la mise en œuvre de ces politiques, faute de séries longues. Ainsi, les premiers travaux ont été des études d'événements. Aït-Sahalia et al. (2012) concluent, à partir de cette technique, à une baisse de la prime de risque et de liquidité sur le marché interbancaire suite à l'annonce 1) de la baisse des taux d'intérêt directeurs, 2) de l'injection de liquidité et 3) des swaps en devises. Par définition, cette technique ne permet d'évaluer que les effets des annonces et non les effets à proprement parler des politiques via les canaux de transmission présentés dans le chapitre introductif. De plus, la taille de la fenêtre joue un rôle crucial dans la mesure où, lorsqu'elle augmente, il devient difficile d'attribuer les effets mesurés aux politiques ciblées. D'autres méthodes plus élaborées ont été utilisées pour surmonter cette lacune. Certains auteurs ont utilisé les modèles de structure par terme (ex. De Pooter et al., 2015 ; Fourel et Idier, 2011) pour évaluer l'effet des politiques non conventionnelles sur le prix des actifs et sur les primes de risque et de

liquidité. D'autres ont estimé des modèles à une équation (Abbassi et Linzert, 2012 ; Eser et Schwaab, 2016 ; Gambacorta et Marques-Ibanez, 2011 ; Gibson et al., 2016 ; Szczerbowicz, 2015) là où d'autres ont privilégié des modèles VAR (Abbassi et Linzert, 2012 ; Beaupain et Durré, 2016 ; Creel et al., 2016 ; Darracq-Paries et De Santis, 2015 ; Fourel et Idier, 2011 ; Gambacorta et al., 2014 ; Giannone et al., 2012 ; Hesse et Frank, 2009 ; Lenza et al., 2010 ; Peersman, 2011). Globalement, ces études concluent à une certaine efficacité des mesures non conventionnelles en termes de réduction des taux d'intérêt sur le marché du crédit grâce à leurs effets sur les primes de risque et de liquidité. Ce faisant, les mesures non conventionnelles ont limité l'effondrement du crédit bancaire (Gambacorta et Marques-Ibanez, 2011).

Toutefois, la plupart de ces études donnent une mesure moyenne des effets de ces politiques, sans tenir compte de l'hétérogénéité existant dans la zone euro. Même si certains modèles considèrent un panel de pays, le contrôle par des effets fixes ne suffit pas à rendre compte des réponses spécifiques d'un pays donné aux impulsions de politiques monétaires. C'est pour pallier cette lacune que certaines études récentes ont tenté d'estimer les effets des politiques au niveau de certains pays de la zone euro (Beaupain et Durré, 2016 ; Fourel et Idier, 2011 ; Gibson et al., 2016 ; Szczerbowicz, 2015) ou ont utilisé des modèles à coefficients hétérogènes estimés sur un panel de pays (Eser et Schwaab, 2016). Néanmoins, ces travaux portent sur un nombre réduit de programmes et de pays. Par exemple, Eser et Schwaab (2016), Fourel et Idier (2011) et Gibson et al. (2016) se concentrent exclusivement sur les programmes d'achat des actifs (SMP et CBPP) tandis que Beaupain et Durré (2016) analysent les effets de la procédure FRFA. Szczerbowicz (2015) analyse un panel plus large de mesures non conventionnelles mais elle se limite à six pays (Espagne, France, Grèce, Irlande, Italie, Portugal).

Nous contribuons à cette littérature de quatre façons. Premièrement, notre analyse porte sur un panel de 11 pays de la zone euro que sont l'Allemagne, l'Autriche, la Belgique, l'Espagne, la Finlande, la France, la Grèce, l'Irlande, l'Italie, les Pays-Bas et le Portugal. À notre connaissance, seuls Carpenter et al. (2014) et Darracq-Paries et De Santis (2015) ont couvert autant de pays. Mais leurs analyses restaient agrégées.

Deuxièmement, nous couvrons la quasi-totalité des politiques non conventionnelles initiées par la BCE avant 2014. En outre, nous évaluons les effets de chacune de ces politiques sur le coût du crédit dans chacun des pays considérés ; ce qui présente l'avantage

de faire ressortir l'hétérogénéité dans la transmission des effets de ces politiques.

Troisièmement, nous mettons en évidence la complémentarité entre les politiques non conventionnelles et la politique de taux d'intérêt. À l'exception d'Antonin et al. (2014) et de Creel et al. (2016), la quasi-totalité des études portent soit sur les politiques conventionnelles, soit sur les politiques non conventionnelles. Or, comme nous l'avons souligné en introduction, les politiques non conventionnelles visent aussi (et peut-être surtout) à assurer ou rétablir le bon fonctionnement des canaux traditionnels de la politique monétaire. Il est donc nécessaire d'évaluer les effets des mesures non conventionnelles à cette aune.

Enfin, l'étude de l'hétérogénéité dans la transmission des effets des politiques non conventionnelles constitue notre quatrième contribution à cette littérature. De façon générale, il existe une vaste littérature montrant que l'hétérogénéité dans la zone euro serait à l'origine de l'asymétrie dans la transmission des effets de la politique de taux (ex. Angeloni et al., 2003). De la même manière, l'hétérogénéité structurelle de la zone euro pourrait expliquer les effets asymétriques des mesures non conventionnelles d'autant plus que cette hétérogénéité s'est traduite par une fragmentation financière (forte hétérogénéité dans les conditions de financement des banques et des entreprises). C'est la raison pour laquelle, après avoir analysé les effets directs, puis indirects, des mesures non conventionnelles, nous utiliserons un modèle conditionnel afin de déterminer les facteurs qui expliqueraient l'hétérogénéité des effets entre les pays.

1.3 Effets directs des politiques non conventionnelles

Dans cette section, nous analysons les effets directs des politiques non conventionnelles sur le coût du crédit aux entreprises dans la zone euro. Cet examen empirique se fonde sur l'estimation de l'équation suivante :

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta PNC_{t-1} + \gamma C_{t-1} + \sum_{n=1}^N \eta_n \Delta Y_{t-n} + \varepsilon_t \quad (1.3.1)$$

où Y_t désigne le coût réel de l'emprunt, PNC représente les mesures de politiques non conventionnelles, C est un ensemble de variables de contrôle et ε le terme résiduel. Nous nous concentrons sur les changements de conditions de financement, en différence première. Ceci permet d'ailleurs de manipuler des séries stationnaires.

Le coût du crédit est un indicateur composite basé sur les taux d'intérêt débiteurs. Cette mesure est utilisée pour évaluer avec précision les coûts d'emprunt des sociétés non financières et des ménages. Elle est plus adaptée aux comparaisons internationales.

Les variables de politiques non conventionnelles sont des indicatrices qui valent 1 au cours de la période de mise en œuvre de chacune d'entre elles. Les dates correspondant à l'annonce et la mise en œuvre des politiques sont données dans le tableau 6.

Les variables de contrôle sont intégrées dans l'équation (1.3.1) pour limiter le biais de variables omises. Nous considérons le taux d'intérêt au jour le jour (EONIA) et d'autres variables qui rendent compte des différentes crises ou de la vulnérabilité de la zone euro (Crise, Déficit public, Dette publique) et de la demande globale (BLS, IPI). Toutes les variables de contrôle sont retardées pour limiter le biais de simultanéité.

La liste des variables, leurs définitions et leurs sources sont données dans le tableau 1.1. Les données sont à fréquence mensuelle à l'exception de l'indicateur demande du BLS, du déficit et de la dette qui sont à fréquence trimestrielle. Elles couvrent la période allant de janvier 2003 à décembre 2014 sur un total de 11 pays : Allemagne, Autriche, Belgique, Espagne, Finlande, France, Grèce, Irlande, Italie, Pays-Bas et Portugal. L'équation (1.3.1) est estimée par la méthode des moindres carrés ordinaires, en fréquence mensuelle², avec une correction de la variance des estimateurs par l'approche de Newey-West même si nous avons considéré le retard des variables.

L'objectif de l'équation (1.3.1) est d'évaluer les effets des politiques non conventionnelles sur les variations du coût réel du crédit. Bien que certaines politiques aient été mises en œuvre de façon conjointe, nous désirons capter l'effet de chacune des variables de politique sur le coût du crédit. Une mesure de politique non conventionnelle est efficace si $\beta' = \beta / (1 - \sum_{n=1}^N \eta_n) < 0$. Cette hypothèse traduit l'idée que les politiques non conventionnelles assouplissent les conditions de financement des agents économiques. Dans le cas contraire, l'efficacité des politiques non conventionnelles serait remise en cause.

Les résultats des estimations sont reportés dans le tableau 1.2. Nous trouvons que seulement quatre programmes ont été efficaces, dans six pays au total. Il ressort un effet significatif de la procédure d'allocation complète à taux fixe (FRFA), des opérations spéciales de refinancement à plus long-terme (LTRO), de l'assouplissement des conditions de garanties (Collateral) et de l'achat des obligations sécurisées (covered). Les

2. Les variables à fréquence trimestrielle sont supposées constantes au cours des mois du trimestre.

TABLEAU 1.1: Liste, définitions et sources des variables

Ce tableau présente la variable dépendante et les variables explicatives dans l'équation (1.3.1), leurs définitions, les abréviations utilisées dans l'analyse empirique, et leurs sources. Le coût de l'emprunt est un indicateur harmonisé construit par la BCE et l'inflation est calculé comme le taux de croissance mensuel de l'Indice Harmonisé du Prix à la Consommation.

Variable	Définition	Source
Variables dépendantes (Y)		
$\bar{Y}_t$	Différence entre « Coût de l'emprunt » et « Inflation »	BCE
Mesures de politique monétaire non conventionnelle		
FRFA	Indicatrice = 1 durant la mise en œuvre de la politique	Cf. tableau 6
LTRO	Indicatrice = 1 durant la mise en œuvre de la politique	Cf. tableau 6
Swap	Indicatrice = 1 durant la mise en œuvre de la politique	Cf. tableau 6
Collateral	Indicatrice = 1 durant la mise en œuvre de la politique	Cf. tableau 6
SMP	Indicatrice = 1 durant la mise en œuvre de la politique	Cf. tableau 6
OMT	Indicatrice = 1 durant la mise en œuvre de la politique	Cf. tableau 6
Covered	Indicatrice = 1 durant la mise en œuvre de la politique	Cf. tableau 6
Variables de contrôle (C)		
$\bar{EONIA}$	Taux d'intérêt interbancaire au jour le jour	Macrobond
Crise	Indicatrice traduisant les crises bancaire et de la dette souveraine	Szczerbowicz (2015)
BLS	Indicateur de demande du Bank Lending Survey	BCE
Deficit	Déficit/Excédent budgétaire (en % du PIB)	Eurostat
Dette	Dette en % du PIB	Eurostat
IPI	Indice de la production industrielle	Eurostat

programmes les plus efficaces sont le FRFA et les LTRO. Ces deux programmes ont contribué à réduire le coût réel du crédit en Belgique, en Allemagne, en Espagne, en Grèce, en Irlande, et au Portugal. L'assouplissement des conditions de garanties, quant à lui, n'a été efficace qu'en Espagne. En outre, l'achat des obligations sécurisées a eu les effets escomptés au Portugal. On ne détecte en revanche aucun apport, en termes de réduction du coût du crédit, des opérations de swap en devises, des opérations monétaires sur titres (OMT), ni du programme d'achat des actifs publics et privés (SMP).

Ces résultats montrent, d'une part, que les politiques d'approvisionnement en liquidité du système bancaire (LTRO et FRFA) sont les plus efficaces en matière de réduction du coût réel du crédit. D'autre part, l'Espagne et le Portugal sont les plus grands bénéficiaires des programmes en matière de réduction du coût réel du crédit aux entreprises.

A priori, les autres programmes semblent avoir été inefficaces pour réduire le coût de financement des entreprises. C'est le cas particulier de l'élargissement des actifs admis en tant que collatéraux dont les signes estimés sont pour la plupart négatifs sans pour autant être significatifs au seuil de 5% ou 10%. Aussi, il convient de noter que les swaps en devises visaient moins les conditions de crédits que les activités transfrontalières des banques. De même, les OMT et le SMP sont des programmes qui ont été mis en place

TABLEAU 1.2: Effets directs des mesures non conventionnelles sur le coût réel du crédit

Ce tableau reporte les coefficients β' dans chaque pays et pour chaque instrument de politique monétaire non conventionnelle. Une valeur négative et significative de β' signifie que la politique a été efficace dans le pays. Les estimations sont effectuées sur la période janvier 2003 à décembre 2014 en utilisant l'approche de Newey-West avec un retard d'ordre $N = 3 \equiv \lfloor T^{0.25} \rfloor$. Les erreurs-types sont entre-parenthèses. *** Significatif à 1%, ** Significatif à 5%, et * Significatif à 10%.

	FRFA	LTRO	Swap	Collateral	OMT	SMP	Covered
Autriche	-0.088 (0.076)	-0.023 (0.051)	0.060 (0.080)	0.006 (0.068)	-0.020 (0.038)	0.024 (0.038)	0.030 (0.042)
Belgique	-0.007 (0.032)	-0.086* (0.048)	0.102 (0.066)	0.018 (0.039)	0.039 (0.037)	0.071** (0.035)	-0.001 (0.026)
Allemagne	-0.126** (0.057)	-0.087** (0.040)	0.067 (0.060)	-0.028 (0.044)	-0.002 (0.032)	0.029 (0.026)	-0.014 (0.027)
Espagne	-0.363*** (0.116)	-0.205** (0.102)	0.175 (0.119)	-0.230* (0.125)	0.176* (0.094)	0.013 (0.069)	-0.036 (0.075)
Finlande	-0.023 (0.048)	0.035 (0.073)	0.062 (0.075)	0.036 (0.041)	0.039 (0.048)	0.012 (0.029)	-0.025 (0.034)
France	-0.146 (0.108)	-0.054 (0.045)	0.104** (0.050)	0.013 (0.035)	-0.023 (0.050)	0.047* (0.028)	0.012 (0.030)
Grèce	-0.273** (0.116)	-0.074 (0.097)	0.153* (0.086)	-0.043 (0.091)	-0.084 (0.085)	0.133** (0.064)	-0.048 (0.045)
Irlande	-0.170* (0.101)	-0.122 (0.076)	0.108 (0.070)	-0.020 (0.056)	0.020 (0.057)	0.029 (0.036)	-0.032 (0.043)
Italie	0.002 (0.138)	-0.070 (0.086)	0.179* (0.105)	-0.029 (0.103)	-0.134 (0.162)	0.112 (0.084)	0.058 (0.073)
Hollande	-0.008 (0.075)	-0.029 (0.050)	0.125** (0.059)	0.036 (0.057)	0.057 (0.060)	0.045 (0.042)	-0.062 (0.041)
Portugal	-0.202*** (0.074)	-0.101* (0.059)	0.066 (0.082)	0.019 (0.066)	-0.075 (0.075)	0.115** (0.046)	-0.069* (0.037)

pour faire face à la crise de la dette souveraine dans la zone euro. On s'attendrait à ce qu'ils aient plutôt des effets sur les spreads souverains.

L'effet somme toute limité des politiques non conventionnelles sur le coût de financement explique la nécessité, pour la BCE, d'accumuler les programmes et les mesures. Aussi, tandis que la FED amorçait un virage vers une sortie du non conventionnel en 2016, la BCE annonçait de nouvelles mesures (TLTRO II). Toutefois, nous n'avons jusqu'ici considéré que les effets directs des mesures non conventionnelles. Or ces dernières visent aussi à accompagner et rétablir la politique (conventionnelle) de taux, à commencer par la politique de taux zéro (Antonin et al., 2014). En ce sens, elles peuvent avoir des effets indirects tout aussi cruciaux que les effets directs.

1.4 Effets indirects des politiques non conventionnelles

Pour mesurer les effets indirects, l'équation (1.3.1) est modifiée de sorte à tenir compte du supplément d'effet du taux Eonia sur les conditions de financement, conditionnellement à la mise en œuvre de politiques non conventionnelles. Cette conditionnalité est modélisée

sous la forme d'une interaction dans l'équation suivante :

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta_0 \Delta R_{t-1} + \beta_1 \Delta R_{t-1} * B_{t-1} + \gamma C_{t-1} + \sum_{n=1}^N \eta_n \Delta Y_{t-n} + \varepsilon_t \quad (1.4.1)$$

où B est le taux de croissance du bilan de la banque centrale (en % du PIB).

Les variables endogènes et exogènes sont les mêmes que celles présentées dans le tableau 1.1. Le coefficient β_0 capte l'effet direct du taux d'intérêt Eonia (noté R) sur Y . Le paramètre β_1 mesure le supplément d'effet du taux au jour le jour imputable à l'expansion du bilan de la banque centrale. La relation (1.4.1) est estimée sur deux sous-périodes qui correspondent à deux régimes de politique monétaire : la période avant la mise en œuvre des politiques non conventionnelles (janvier 2003-mars 2007) et la période correspondant à la mise en œuvre des mesures non conventionnelles (janvier 2008-décembre 2014). L'objectif étant de mettre en évidence la complémentarité entre les politiques non conventionnelles et la politique de taux, nous reportons uniquement le paramètre β'_1 défini comme $\beta_1 / (1 - \sum_{n=1}^N \eta_n)$ dans le tableau 1.3. Sous l'hypothèse de rétablissement des effets de la politique monétaire conventionnelle, le signe attendu de β'_1 est positif.

D'après les deux premières colonnes (« Avant » et « Après »), il ressort qu'avant 2008, la taille du bilan n'influence pas l'impact du taux d'intérêt sur les conditions de financement. Ceci est cohérent avec l'absence de politique non conventionnelle au cours de cette période pendant laquelle la banque centrale menait une politique « conventionnelle » de taux. Le bilan n'a alors aucun rôle actif. En revanche, à partir de janvier 2008 (cf. colonne « Après »), la banque centrale a utilisé activement son bilan (taille et composition) pour accompagner sa politique de taux bas. L'effet additionnel de la taille du bilan est plus important en Espagne, aux Pays-Bas et au Portugal. Il est moins important en Belgique et en Allemagne. Finlande, France et Irlande mis à part, la taille du bilan a joué un rôle dans la transmission de la politique de taux pendant la crise.

Une fois démontrée l'existence potentielle d'une complémentarité entre le taux d'intérêt de court-terme et les mesures non conventionnelles, dans leur globalité, nous allons, comme dans la section précédente évaluer les effets - cette fois-ci indirects - de chacune des mesures non conventionnelles. À cette fin, nous procédons à l'estimation de la relation

suivante :

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta_0 \Delta R_{t-1} + \beta_1 \Delta R_{t-1} * PNC_{t-1} + \beta_2 PNC_{t-1} + \gamma C_{t-1} + \sum_{n=1}^N \eta_n \Delta Y_{t-n} + \varepsilon_t \quad (1.4.2)$$

Les variables endogènes et exogènes sont les mêmes que celles présentées dans le tableau 1.1. Le coefficient β_0 capte l'effet direct du taux d'intérêt Eonia (noté R) sur Y et finalement, β_1 mesure le supplément d'effet du taux au jour le jour imputable à la mise en œuvre des politiques non conventionnelles. Les résultats des estimations sont détaillés dans les colonnes FRFA à Covered du tableau 1.3.

TABLEAU 1.3: Effets indirects des mesures non conventionnelles sur le coût réel du crédit

Ce tableau reporte les coefficients β' dans chaque pays et pour chaque instrument de politique monétaire non conventionnelle. Les deux colonnes « Avant » et « après » présentent les coefficients β' issus de l'équation (1.4.1) estimés respectivement sur les périodes janvier 2003-mars 2007 et janvier 2008-décembre 2014. Les autres colonnes reportent les coefficients β' issus de l'équation (1.4.2) estimés respectivement sur la période janvier 2003-décembre 2014. Une valeur positive et significative de β indique que l'expansion du bilan ou les mesures non conventionnelles ont aidé à rétablir la transmission de la politique de taux. Tous les coefficients sont obtenus en utilisant l'approche de Newey-West avec un retard d'ordre $N = 3 \equiv \lfloor T^{0.25} \rfloor$. Les erreurs-types sont entre parenthèses. *** Significatif à 1%, ** Significatif à 5%, et * Significatif à 10%.

	Avant	Après	FRFA	LTRO	Swap	Collateral	OMT	SMP	Covered
Autriche	-0.148 (0.656)	0.702* (0.406)	0.119* (0.067)	0.016 (0.050)	0.164** (0.076)	0.210** (0.099)	2.327*** (0.805)	0.646** (0.316)	0.543** (0.265)
Belgique	0.224 (1.527)	0.446*** (0.157)	0.100* (0.057)	-0.030 (0.042)	0.094 (0.060)	0.241*** (0.075)	0.271 (0.624)	0.283 (0.238)	0.100 (0.240)
Allemagne	0.235 (0.808)	0.376*** (0.107)	0.111*** (0.035)	0.007 (0.026)	0.083 (0.062)	0.185*** (0.057)	0.188 (0.538)	0.479** (0.204)	0.303* (0.171)
Espagne	2.157 (2.001)	1.888*** (0.680)	0.132* (0.069)	0.080 (0.060)	0.029 (0.106)	0.207* (0.113)	1.702 (1.124)	1.351** (0.560)	1.212*** (0.428)
Finlande	-0.653 (1.127)	0.169 (0.379)	-0.033 (0.092)	-0.051 (0.063)	0.001 (0.121)	0.144** (0.056)	0.395 (0.659)	-0.149 (0.284)	0.641*** (0.248)
France	-0.557 (0.797)	0.291 (0.195)	0.076 (0.050)	-0.036 (0.046)	0.094* (0.057)	0.118 (0.076)	-0.111 (0.636)	0.062 (0.239)	0.539*** (0.203)
Grèce	-0.439 (1.578)	0.705* (0.388)	0.081 (0.054)	0.024 (0.034)	0.039 (0.094)	0.092 (0.136)	-2.160 (1.412)	0.931** (0.395)	0.945 (0.664)
Irlande	2.003 (1.475)	0.086 (0.740)	0.045 (0.051)	0.009 (0.053)	0.043 (0.063)	-0.044 (0.068)	-0.329 (0.705)	0.435 (0.296)	0.054 (0.228)
Italie	-0.815 (1.474)	0.892** (0.381)	0.180 (0.125)	0.134** (0.062)	-0.050 (0.071)	0.041 (0.258)	4.249** (1.751)	0.960* (0.550)	1.240** (0.603)
Pays-Bas	2.499 (1.527)	1.322*** (0.302)	-0.052 (0.111)	-0.025 (0.032)	0.085 (0.058)	0.299*** (0.109)	-1.174 (0.955)	0.154 (0.361)	0.256 (0.304)
Portugal	5.342 (3.257)	1.635** (0.698)	0.241*** (0.040)	0.025 (0.068)	0.074 (0.058)	0.261*** (0.068)	0.284 (1.124)	0.434 (0.350)	-0.114 (0.197)

D'emblée, on constate que les effets indirects sont plus probants que les effets directs. Chaque mesure a eu un effet significatif sur les coûts de l'emprunt dans au moins un pays. De façon spécifique, la procédure d'allocation complète à taux fixe contribue à réduire le coût de l'emprunt en Autriche, en Belgique, en Allemagne, en Espagne et au Portugal. Les effets sont comparativement plus importants au Portugal. L'efficacité de

cette mesure pourrait s'expliquer par sa durée. Elle a été introduite en octobre 2008 et régulièrement reconduite jusqu'à ce jour afin d'apporter la liquidité nécessaire au secteur bancaire. Notre résultat rejoint ceux de Antonin et al. (2014) et Creel et al. (2016).

Les politiques d'achat des actifs (SMP et Covered) ont aussi contribué à la baisse du coût du crédit (Allemagne, Finlande, Irlande, Italie, Pays-Bas, Portugal) avec des effets plus importants dans les pays périphériques (Irlande, Italie, Portugal) et aux Pays-Bas. Ces mesures, en relâchant davantage la contrainte de financement des banques, ont permis à ces dernières d'ajuster plus rapidement les coûts d'emprunt des entreprises. L'élargissement des conditions de garantie (collateral) a été l'une des mesures les plus efficaces en ce qui concerne la transmission de la politique monétaire. Les effets des LTRO, du swap et des OMT sont limités à quelques pays. En outre, en facilitant l'accès à la liquidité, l'assouplissement des conditions de garantie a contribué à la transmission de la politique de taux dans la zone euro. Par ailleurs, tous les pays, à l'exception de l'Irlande, ont bénéficié de ces programmes. On voit que certains pays, tels que la Grèce, le Portugal et l'Irlande, ont globalement moins bénéficié des effets des mesures de politique monétaire non conventionnelle.

1.5 Comment expliquer l'hétérogénéité de l'effet des mesures non conventionnelles ?

On sait, depuis longtemps, que les différences structurelles au sein de la zone euro expliquent des divergences de réaction aux orientations de la politique monétaire « conventionnelle ». Ces divergences concernent typiquement les délais d'ajustement des taux bancaires (Leroy et Lucotte, 2016 ; Mojon, 2001). Les banques les plus liquides ou mieux capitalisées ajustent moins rapidement leurs taux (Sorensen et Werner, 2006), tandis que celles exposées à un risque de crédit très élevé s'ajustent plus rapidement (Valverde et Fernández, 2007). Les caractéristiques conjoncturelles (croissance, inflation des prix du logement, croissance du crédit) ont également tendance à influencer l'ajustement des taux bancaires (Blot et Labondance, 2013 ; Sorensen et Werner, 2006). De la même façon, certaines caractéristiques nationales, structurelles et conjoncturelles, sont susceptibles d'expliquer les différences d'impact (direct et indirect) des politiques non conventionnelles sur les conditions de financement.

1.5.1 Méthode d'évaluation de l'effet indirect et conditionnel des mesures non conventionnelles

Dans cette perspective, nous allons étudier de manière originale l'hétérogénéité potentielle des effets indirects des politiques non conventionnelles. Précisément, l'idée est d'évaluer l'impact de la politique de taux conditionnellement à certaines particularités structurelles et conjoncturelles des économies étudiées, dans un contexte de mise en œuvre de mesures non conventionnelles. À cette fin, nous nous appuyons sur un modèle VAR conditionnel homogène sur données de panel (PCHVAR), suivant la méthodologie proposée par Georgiadis (2014). Ce modèle s'écrit de la manière suivante :

$$\mathbf{y}_{it} = \boldsymbol{\delta}_i + \sum_{j=1}^p \mathbf{A}_j(\mathbf{z}_{it}) \mathbf{y}_{i,t-j} + \mathbf{u}_{it} \quad (1.5.1)$$

où $\mathbf{y} = [\text{Coût credit, Eonia}]$ est le vecteur des variables endogènes, $\boldsymbol{\delta}_i$ désigne les effets fixes, $\mathbf{u}_{it}$ est le vecteur des résidus supposés suivre une loi normale, i représente la dimension individuelle (les pays) et t la dimension temporelle.

L'originalité de l'approche tient au fait que les paramètres $\mathbf{A}(\mathbf{z}_{it})$ du VAR sont supposés dépendre de variables de conditionnement notées $\mathbf{z}_{it}$. Comme ces dernières sont différentes d'un pays à l'autre et, de surcroît, bougent dans le temps, les paramètres $\mathbf{A}(\mathbf{z}_{it})$ du VAR eux-mêmes varient d'un pays à l'autre et dans le temps. Cette conditionnalité des paramètres $\mathbf{A}(\mathbf{z}_{it})$ aux variables $\mathbf{z}_{it}$ permet d'appréhender l'hétérogénéité éventuelle de la transmission de la politique monétaire non conventionnelle. Ainsi, de façon générale, si les réalisations $\mathbf{z}_{it}$ et $\mathbf{z}_{jt}$ sont identiques pour deux pays i et j , on dira que la dynamique dans la transmission de la politique monétaire est *conditionnellement homogène* dans ces deux pays.

Concrètement, la procédure appliquée est la suivante. Le modèle VAR spécifiée à l'équation (1.5.1) est estimé pour une variable $\mathbf{z}_j$ donnée. Les matrices des paramètres estimés $\hat{\mathbf{A}}_j(\cdot)$ dépendent de $\mathbf{z}_j$. On suppose que chaque élément de $a_{j,sm}(\mathbf{z}_{it})$ de $\mathbf{A}_j(\cdot)$ peut s'écrire sous la forme $a_{j,sm}(\mathbf{z}_{it}) \simeq \boldsymbol{\pi}(\mathbf{z}_{it}) \boldsymbol{\gamma}_{j,sm}$, avec s et m respectivement les lignes et les colonnes de $\mathbf{A}_j(\cdot)$, $\boldsymbol{\pi}$ est un polynôme d'ordre un en $\mathbf{z}$ et $\boldsymbol{\gamma}$ le coefficient associé. L'écriture du modèle sous la forme d'une moyenne mobile vectorielle (VMA), qui définit les fonctions de réponses (IRF) du modèle, est par conséquent aussi conditionnelle

à z_j . Il est alors possible de tracer des IRF conditionnelles à plusieurs valeurs successivement prises dans la distribution de z_j ; nous nous attacherons en particulier à sa valeur minimale, sa valeur médiane, et à la valeur correspondante au dernier décile. On peut ainsi examiner plus finement si les réponses du coût du crédit à une hausse d'un écart-type du taux EONIA sont sensibles à la caractéristique z_j considérée. Les réponses impulsionnelles sont orthogonalisées suivant l'approche de Cholesky.

L'opération est ainsi renouvelée avec plusieurs variables de conditionnement z_j successives. En effet, nous allons analyser l'efficacité des effets indirects de la politique monétaire non conventionnelle conditionnellement à des caractéristiques macroéconomiques, des caractéristiques des secteurs bancaires et de la structure financière des économies. Le tableau 1.4 présente les variables utilisées et leur source.

TABLEAU 1.4: Définition et sources des variables conditionnelles

Ce tableau présente les variables conditionnelles successivement utilisées dans l'équation (1.5.1), leurs définitions, les abréviations utilisées dans l'analyse empirique, et leurs sources. La prime souveraine est définie par le *spread* des taux à 10 ans nationaux avec le taux allemand de même maturité. Pour l'Allemagne, la référence est le taux à 10 ans américain. *PD* représente la probabilité de défaut, fournie par le Credit Research Institute (CRI).

Indicateur	Description	Sources
Environnement macro-financier		
Dettes	Dettes du gouvernement (% PIB)	Eurostat
Croissance	Taux de croissance de l'économie	OCDE
Prime	Prime souveraine	Macrobond
PD Economie	Probabilité de défaut de l'économie	CRI
CISS	Indicateur Composite de Risque Systémique	BCE
Importance et santé du secteur bancaire		
Capitalisation	Capital et Réserves des banques sur PIB	BCE
Taille	Total du crédit aux entreprises (% PIB)	BCE
Liquidité	Total des dépôts des ménages sur PIB	BCE
NPL	Prêts non performants des banques (% du total des prêts)	GFDD
Structure financière des économies		
Concentration	Indice de Herfindahl-Hirschman	BCE
Concurrence	Indice de Lerner	GFDD
Capitalisation boursière	Valeur des actions cotées (en % du PIB)	GFDD

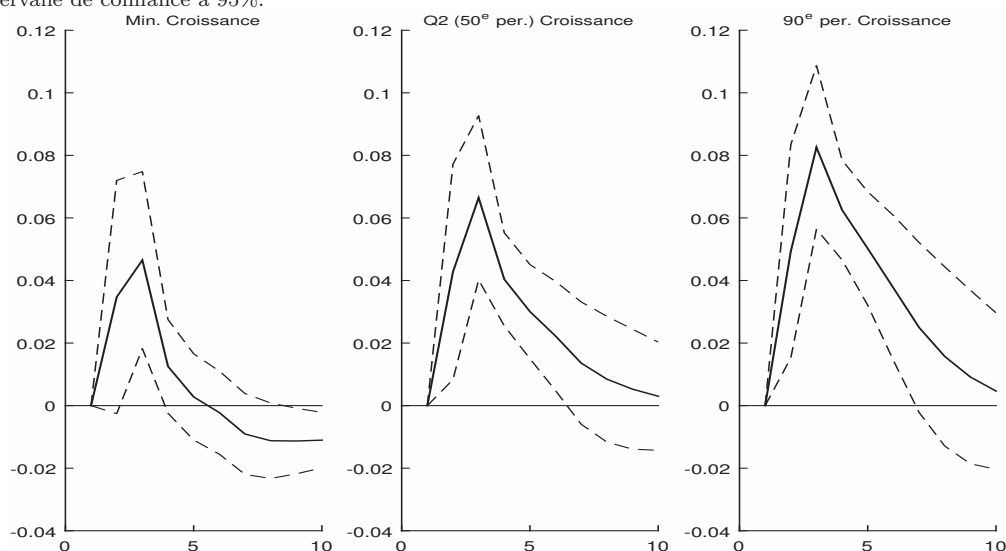
Les estimations portent sur la période septembre 2008 - décembre 2014. Ainsi, en plus de la prise en compte de variables de conditionnement z_j , les réponses obtenues doivent s'entendre conditionnellement à la mise en œuvre de la politique monétaire non conventionnelle de la BCE. Dans la lignée des résultats de la section précédente, les fonctions de réponse peuvent donc être interprétées comme la conséquence d'effets indirects des mesures non conventionnelles. Enfin, de façon générale, les réponses au choc de politique monétaire sont appréciées à l'aune de leur ampleur et du nombre de périodes pendant lesquelles elles sont significatives.

1.5.2 Influence de l'environnement macro-financier

D'abord, nous examinons la sensibilité des effets indirects de la politique monétaire non conventionnelle de la BCE au contexte conjoncturel. En effet, la politique monétaire a pu être plus ou moins salubre selon le taux de croissance, qui pourrait avoir en influence l'ajustement des taux bancaires (Sorensen et Werner, 2006). À cet égard, le graphique 1.1 présente les réponses du coût total de l'emprunt, en période de crise, suite à un choc de politique monétaire en fonction de la croissance du PIB³. Ces réponses sont encadrées par un intervalle de confiance à 95%.

GRAPHIQUE 1.1: Réponses du coût réel du crédit suite à un choc de l'EONIA en fonction de la croissance

Ces graphiques sont les réponses du coût réel du crédit suite à un choc de +1 écart-type du taux EONIA conditionnellement à la croissance du PIB. Le modèle est estimé sur la période septembre 2008 à décembre 2014. Nous considérons la valeur minimale, la médiane et le 90^e percentile du taux de croissance du PIB sur la période d'estimation. La courbe en trait plein est l'estimation ponctuelle et les courbes en pointillés sont les bornes de l'intervalle de confiance à 95%.

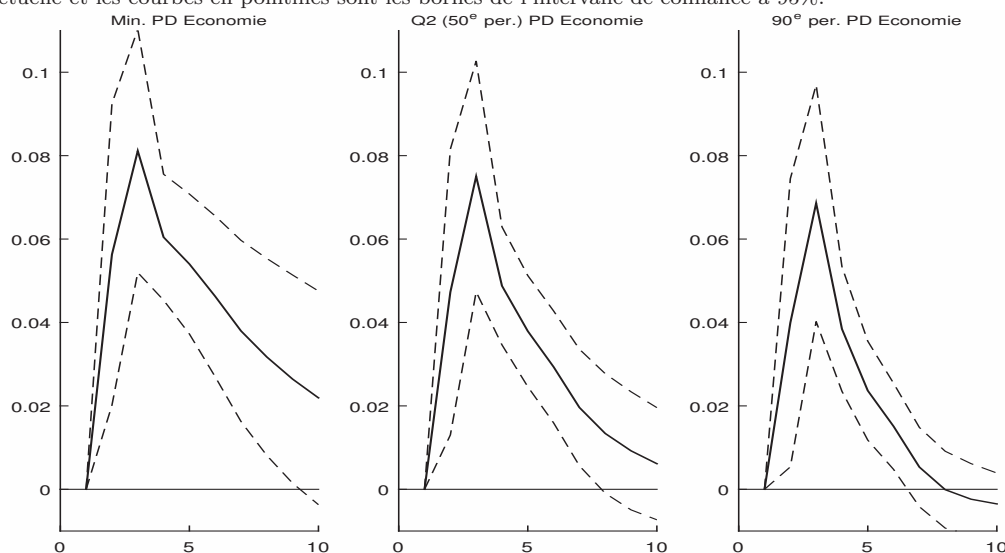


Le premier cadran représente la réponse du coût du crédit à un choc de +1 écart-type du taux EONIA, lorsque le taux de croissance correspond au minimum observé au cours de la période d'estimation. Le second (troisième) cadran délivre la même information, mais cette fois-ci lorsque le taux de croissance correspond à la valeur médiane (au dernier décile, respectivement) observée entre septembre 2008 et décembre 2014. On constate que plus le taux de croissance de l'économie est élevé, plus la réponse du coût du crédit au taux Eonia est importante. Les politiques monétaires non conventionnelles auraient donc plus profité aux économies moins touchées par la crise en termes de croissance.

3. Les séries du PIB ont été mensualisées à partir de l'approche proportionnelle de Denton (voir chapitre 6 de Bloem et al., 2001). Nous considérons le taux de croissance en glissement annuel.

GRAPHIQUE 1.2: Réponses du coût réel du crédit suite à un choc de l'EONIA en fonction de la probabilité de défaut de l'économie

Ces graphiques sont les réponses du coût réel du crédit suite à un choc de politique de +1 écart-type du taux EONIA conditionnellement à la probabilité de défaut agrégée pour l'ensemble des entreprises. Le modèle est estimé sur la période septembre 2008 à décembre 2014. Nous considérons la valeur minimale, la médiane et le 90^e percentile du ratio dette publique sur PIB sur la période d'estimation. La courbe en trait plein est l'estimation ponctuelle et les courbes en pointillés sont les bornes de l'intervalle de confiance à 95%.



De Bondt (2002) et Leroy et Lucotte (2016) trouvent également une dégradation du pass-through en période de mauvaise conjoncture.

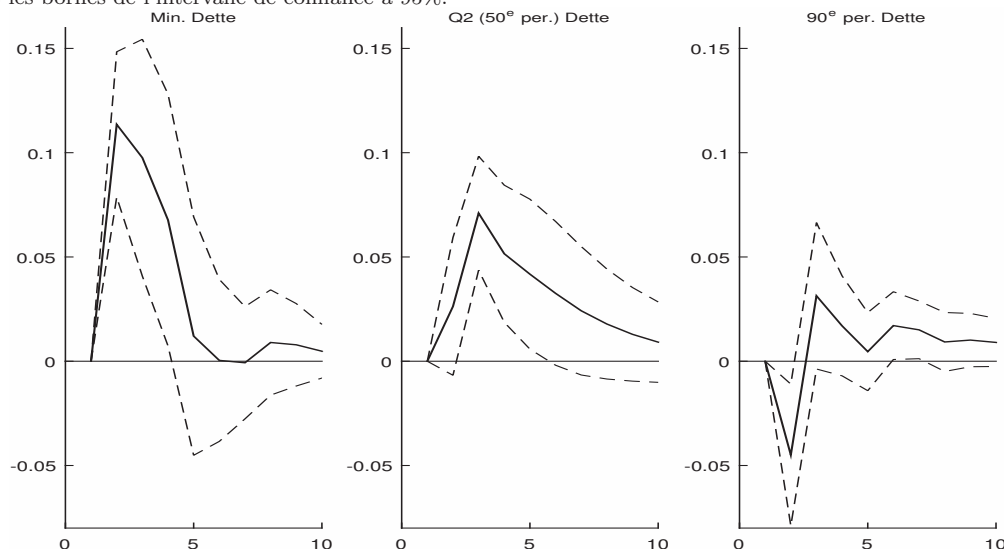
Les probabilités de défaut constituent un autre aspect conjoncturel susceptible d'influer sur le pass-through. En effet, plus les probabilités de défaut sont importantes dans l'économie⁴, plus les banques vont avoir tendance à ajuster les quantités d'offre de crédit (éventuellement à aller jusqu'au rationnement) plutôt que de répercuter les variations du taux court sur les taux débiteurs (Leroy et Lucotte, 2016). Le graphique 1.2 tend effectivement à montrer que l'impact de la politique monétaire se dégrade, en ampleur et en durée, au fur et à mesure que la probabilité de défaut des entreprises augmente.

Au regard de la période considérée, l'influence de l'endettement public mérite d'être considérée. À cet égard, le graphique 1.3 présente les réponses du coût du crédit suite à un choc de politique monétaire, en fonction du niveau d'endettement public. On observe que la réponse du coût du crédit au taux Eonia décline, en termes d'ampleur, avec le niveau de dette sur PIB. Le lien est même rompu entre l'Eonia et le coût du crédit pour des niveaux de dette publique correspondant au dernier décile. En d'autres termes, les mesures de politiques monétaires non conventionnelles ont été moins efficaces là où

4. Il s'agit de la probabilité de défaut agrégée pour l'ensemble des entreprises : bancaires, financières et industrielles.

GRAPHIQUE 1.3: Réponses du coût réel du crédit suite à un choc de l'EONIA en fonction de la dette publique

Ces graphiques sont les réponses du coût réel du crédit suite à un choc de politique de +1 écart-type du taux EONIA conditionnellement au ratio dette publique sur PIB. Le modèle est estimé sur la période septembre 2008 à décembre 2014. Nous considérons la valeur minimale, la médiane et le 90^e percentile du ratio dette publique sur PIB sur la période d'estimation. La courbe en trait plein est l'estimation ponctuelle et les courbes en pointillés sont les bornes de l'intervalle de confiance à 95%.

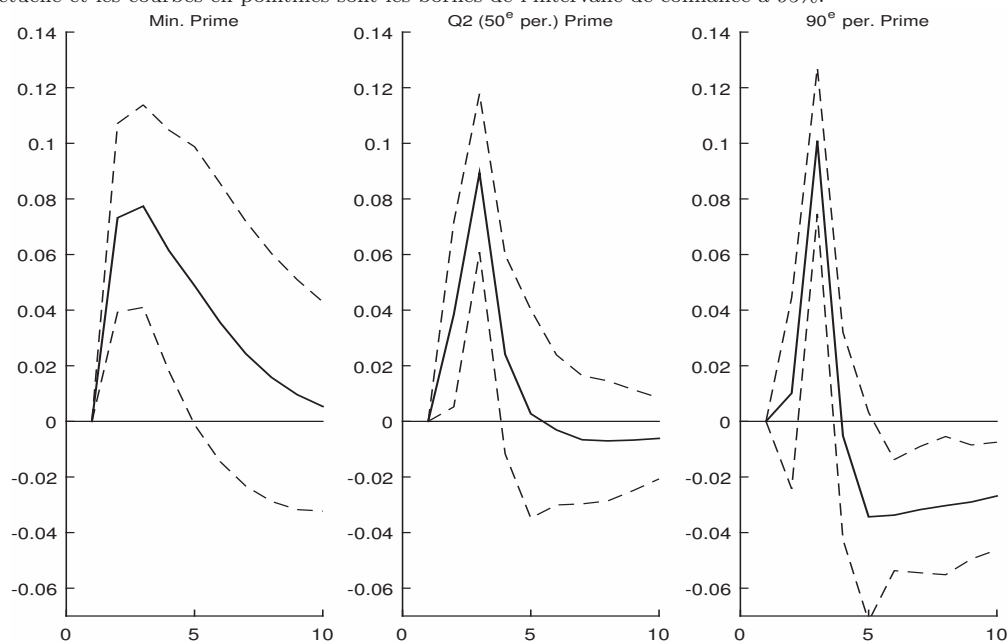


l'endettement public était élevé, comme en Grèce ou en Italie. Le cas échéant, et toutes choses égales par ailleurs, elles ne sont suffisantes pour raccorder le lien entre le taux d'intérêt de court terme et le coût du crédit. Dans ce même ordre d'idée, le graphique 1.4 indique que la réponse du coût du crédit aux impulsions de politique monétaire se dégrade avec le niveau des primes souveraines, définies par le *spread* des taux à 10 ans nationaux avec le taux allemand de même maturité. C'est un résultat également trouvé par Leroy et Lucotte (2016) à partir d'un IPVAR (*Interacted Panel VAR*).

Enfin, les effets de la politique monétaire ont pu être influencés par le niveau de risque systémique (Altunbas et al., 2009, 2010), mesuré ici par l'indicateur composite du risque systémique *CISS* (croissant avec le risque global) construit par la BCE. De nouveau, on observe que les réponses ne sont pas homogènes au niveau de risque systémique. Plus ce dernier est élevé, plus le pass-through est affaibli (graphique 1.5). Le niveau d'exposition au risque des banques a agi négativement sur leur propension à octroyer des prêts (Gambacorta et Marques-Ibanez, 2011), notamment à cause de l'aggravation des problèmes d'asymétrie d'information, ce qui annihile *in fine* la transmission de la politique monétaire. De ce point de vue, les effets des mesures non conventionnelles ont été plus mesurés dans des pays tels que la Grèce, l'Espagne et le Portugal, comparativement à des pays moins risqués que sont l'Allemagne et l'Autriche.

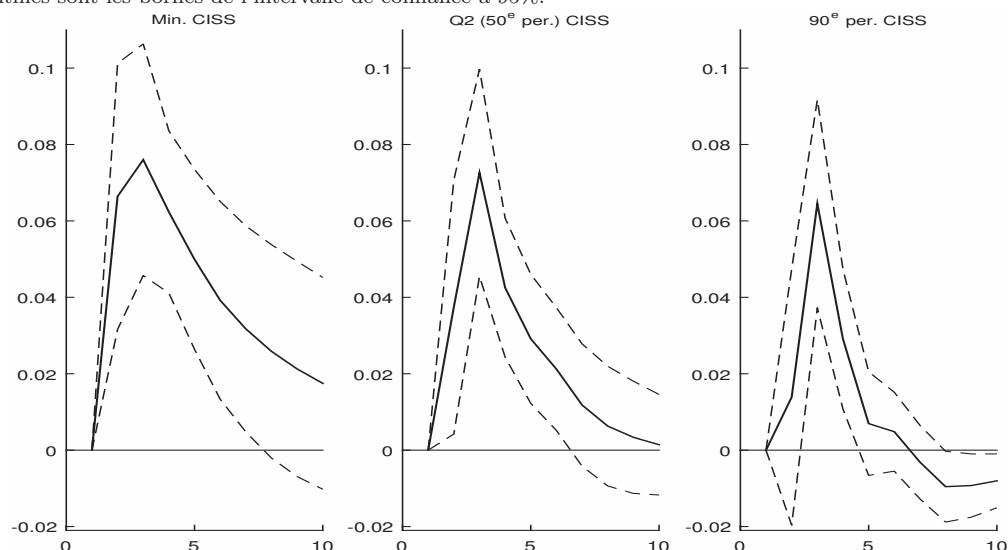
GRAPHIQUE 1.4: Réponses du coût réel du crédit suite à un choc de politique monétaire en fonction de la prime souveraine

Ces graphiques sont les réponses du coût réel du crédit suite à un choc de +1 écart-type du taux EONIA conditionnellement à la prime souveraine. La prime souveraine est la différence entre le taux souverain d'un pays donné et celui de l'Allemagne. La prime de l'Allemagne est calculé par rapport aux Etats-Unis. Le modèle est estimé sur la période septembre 2008 à décembre 2014. Nous considérons la valeur minimale, la médiane et le 90^e percentile de la prime souveraine sur la période d'estimation. La courbe en trait plein est l'estimation ponctuelle et les courbes en pointillés sont les bornes de l'intervalle de confiance à 95%.



GRAPHIQUE 1.5: Réponses du coût réel du crédit suite à un choc de l'EONIA en fonction du risque systémique

Ces graphiques sont les réponses du coût réel du crédit suite à un choc de +1 écart-type du taux EONIA conditionnellement au risque systémique, mesurée par l'indicateur composite de risque systémique (*CISS*). Le modèle est estimé sur la période septembre 2008 à décembre 2014. Nous considérons la valeur minimale, la médiane et le 90^e percentile du *CISS*. La courbe en trait plein est l'estimation ponctuelle et les courbes en pointillés sont les bornes de l'intervalle de confiance à 95%.



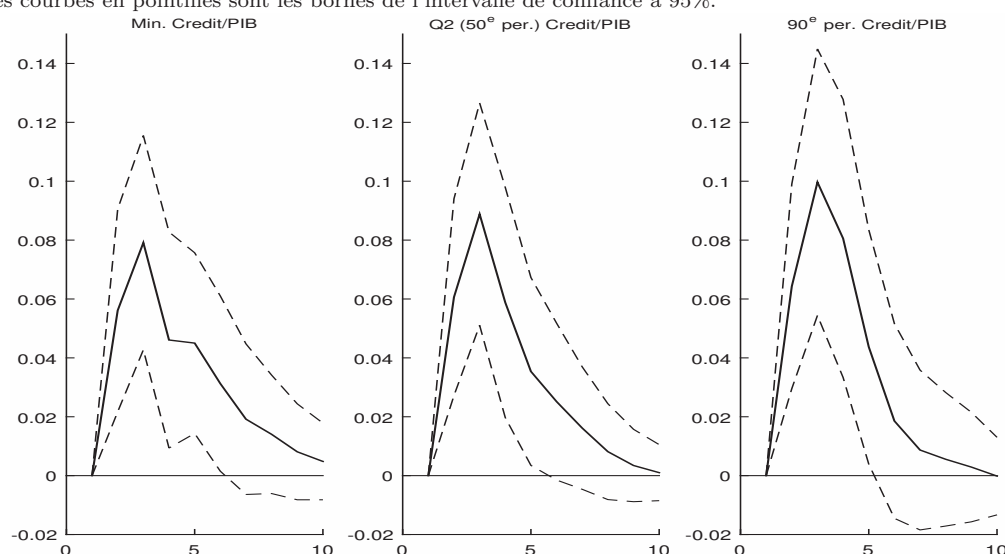
1.5.3 Influence de la santé du secteur bancaire

Les caractéristiques relatives au secteur bancaire peuvent influencer l'efficacité de la politique monétaire. C'est ce que nous examinons tout d'abord en considérant comme

variable de condition la taille du secteur bancaire, mesurée par le ratio crédits sur PIB. Le graphique 1.6 montre que plus le secteur bancaire - mesuré par le ratio de crédit sur PIB - est important, plus le lien est fort entre le taux Eonia et le coût du crédit. Les banques constituent en effet un relais essentiel dans la transmission de la politique monétaire. Pour autant, cette transmission a pu être influencée par la santé du secteur bancaire.

GRAPHIQUE 1.6: Réponses du coût réel du crédit suite à un choc de l'EONIA en fonction de la taille du secteur bancaire

Ces graphiques sont les réponses du coût réel du crédit suite à un choc de +1 écart-type du taux EONIA conditionnellement à la taille du secteur bancaire mesurée par le crédit aux entreprises sur PIB. Le modèle est estimé sur la période septembre 2008 à décembre 2014. Nous considérons la valeur minimale, la médiane et le 90^e percentile du ratio crédit sur PIB sur la période d'estimation. La courbe en trait plein est l'estimation ponctuelle et les courbes en pointillés sont les bornes de l'intervalle de confiance à 95%.

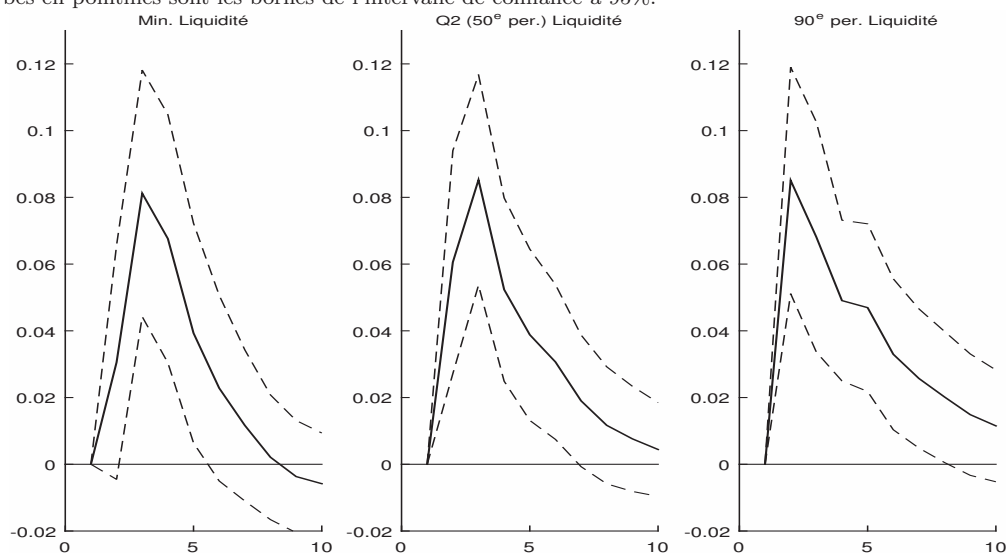


À cet égard, nous examinons en premier lieu l'influence de la liquidité et de la capitalisation du secteur bancaire. Le graphique 1.7 montre la réponse du coût du crédit conditionnellement au ratio de dépôts sur PIB. On observe qu'il n'y a guère de différence de réponses du coût du crédit à un choc sur le taux Eonia, dans un contexte de mise en œuvre de mesures de politique monétaire non conventionnelles, selon que la liquidité bancaire est importante ou pas (tout juste observe-t-on une réponse légèrement plus durable quand le ratio de liquidité est très élevé).

Le graphique 1.8 montre qu'en revanche les réponses du coût du crédit ne sont pas homogènes au niveau de capitalisation des banques (mesurée par le capital et les réserves des banques sur le PIB). En effet, plus la capitalisation est élevée, plus le pass-through du taux Eonia au coût du crédit est affaibli. On retrouve un résultat habituel : les secteurs bancaires les mieux capitalisés répercutent moins rapidement et complètement les

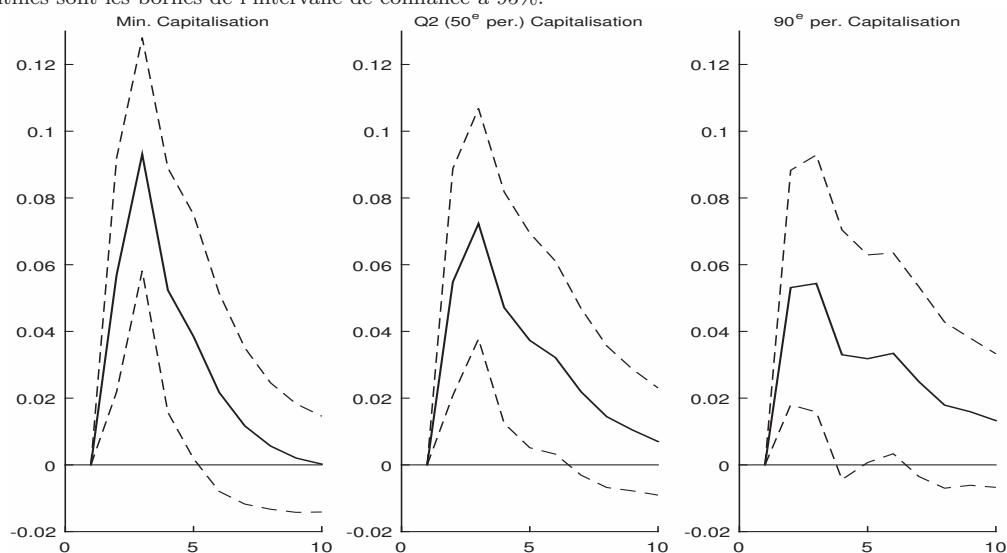
GRAPHIQUE 1.7: Réponses du coût réel du crédit suite à un choc de l'EONIA en fonction de la liquidité bancaire

Ces graphiques sont les réponses du coût réel du crédit suite à un choc de +1 écart-type du taux EONIA conditionnellement à la liquidité bancaire, mesurée par le ratio dépôt sur PIB. Le modèle est estimé sur la période septembre 2008 à décembre 2014. Nous considérons la valeur minimale, la médiane et le 90^e percentile du ratio dépôt sur PIB sur la période d'estimation. La courbe en trait plein est l'estimation ponctuelle et les courbes en pointillés sont les bornes de l'intervalle de confiance à 95%.



GRAPHIQUE 1.8: Réponses du coût réel du crédit suite à un choc de l'EONIA en fonction de la capitalisation bancaire

Ces graphiques sont les réponses du coût réel du crédit suite à un choc de +1 écart-type du taux EONIA conditionnellement à la capitalisation bancaire, mesurée par le ratio capital et réserves sur PIB. Le modèle est estimé sur la période septembre 2008 à décembre 2014. Nous considérons la valeur minimale, la médiane et le 90^e percentile de la capitalisation bancaire. La courbe en trait plein est l'estimation ponctuelle et les courbes en pointillés sont les bornes de l'intervalle de confiance à 95%.

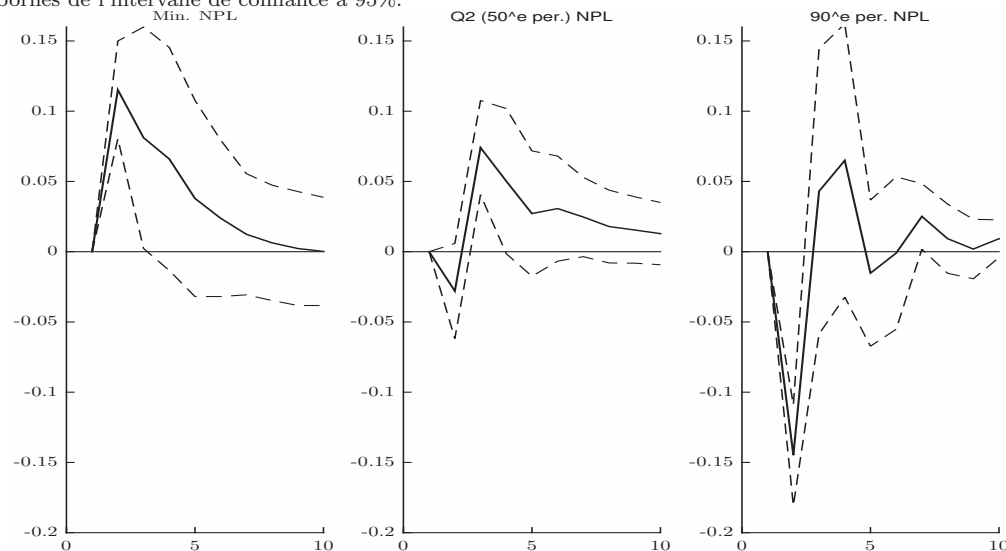


orientations de politique monétaire sur les taux débiteurs. Les banques confortablement capitalisées ont en effet plus aisément accès au financement du marché, ce qui réduit l'efficacité de la transmission de la politique monétaire.

Enfin, le graphique 1.9 montre la réponse conditionnellement aux prêts non performants

GRAPHIQUE 1.9: Réponses du coût réel du crédit suite à un choc de l'EONIA en fonction du NPL

Ces graphiques sont les réponses du coût réel du crédit suite à un choc de +1 écart-type du taux EONIA conditionnellement au ratio des prêts non performants (en % du total des prêts). Le modèle est estimé sur la période septembre 2008 à décembre 2014. Nous considérons la valeur minimale, la médiane et le 90^e percentile de la capitalisation bancaire. La courbe en trait plein est l'estimation ponctuelle et les courbes en pointillés sont les bornes de l'intervalle de confiance à 95%.



(NPL), autre mesure de la santé des banques. On constate que plus les prêts non performants sont importants, plus le pass-through est perturbé. Toutes choses égales par ailleurs, les mesures de politiques monétaires ne sauraient avoir eu les effets voulus là où les bilans bancaires étaient fortement dégradés par des créances douteuses (comme en Grèce, en Italie et en Irlande). L'assainissement des bilans constitue une condition nécessaire pour que la politique monétaire non conventionnelle puisse remplir ses objectifs. D'autant plus que dans les pays où mes banques ont été les plus affectées, les mesures non standards de politique monétaire ont plutôt été employées pour satisfaire leurs besoins en liquidité que pour faire baisser le taux débiteur, au moins dans un premier temps (Saborowski et Weber, 2013).

1.5.4 Influence de la structure financière des économies

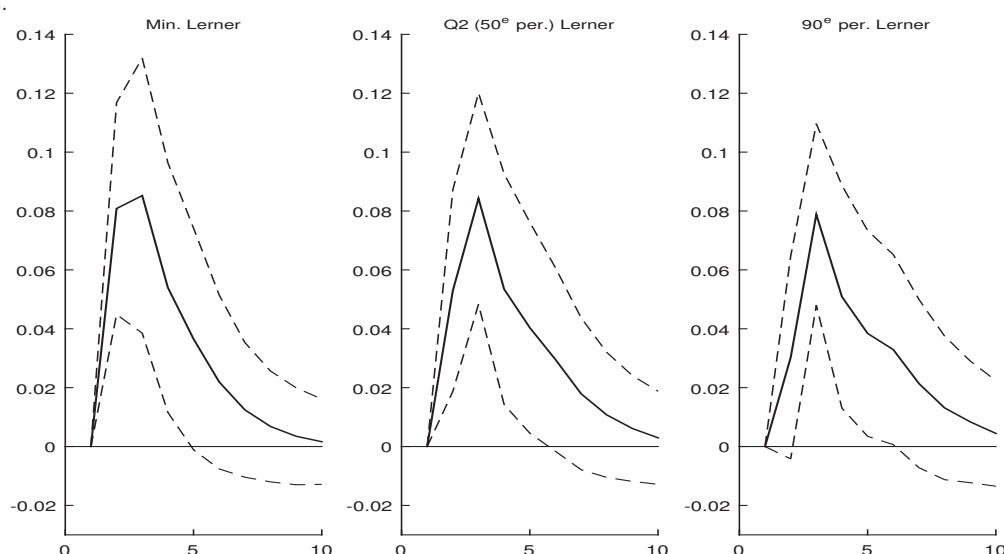
Dans la littérature sur les déterminants du pass-through de la politique monétaire, il est fréquent de souligner l'incidence de l'architecture financière⁵. Cette dernière, caractérisée dans son acception la plus habituelle par la concurrence bancaire, la concentration bancaire et la capitalisation boursière, pourraient pareillement influencer les effets indirects de la politique monétaire non conventionnelle.

5. Voir par exemple Leroy et Lucotte, 2015 ; Sorensen et Werner, 2006 ; Van Leuvensteijn et al., 2013.

Le graphique 1.10 représente la réponse du coût réel du crédit conditionnellement à la concurrence bancaire, mesurée par l'indice de Lerner. Plus cet indice est élevé, plus la concurrence est faible. Les réponses apparaissent plutôt homogène au degré de concurrence. De même, les réponses conditionnelles à la concentration bancaire (mesurée par le Herfindahl-Hirschman index), qui figurent sur le graphique 1.11, sont assez homogènes.

GRAPHIQUE 1.10: Réponses du coût réel du crédit suite à un choc de l'EONIA en fonction de l'indice de Lerner

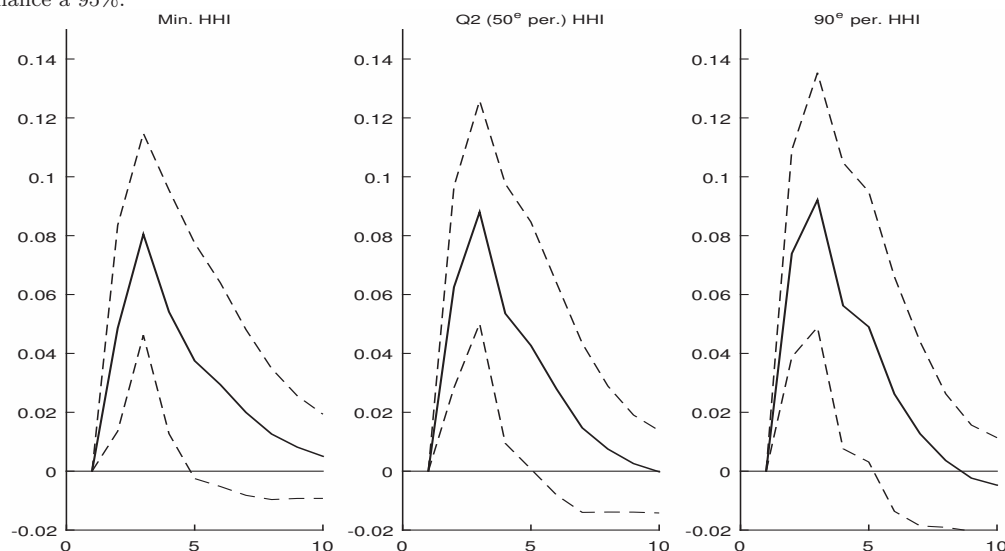
Ces graphiques sont les réponses du coût réel du crédit suite à un choc de +1 écart-type du taux EONIA conditionnellement à l'indice de Lerner. Le modèle est estimé sur la période septembre 2008 à décembre 2014. Nous considérons la valeur minimale, la médiane et le 90^e percentile de la capitalisation bancaire. La courbe en trait plein est l'estimation ponctuelle et les courbes en pointillés sont les bornes de l'intervalle de confiance à 95%.



Enfin, nous représentons sur le graphique 1.12 le pass-through des effets indirects de politique monétaire conditionnellement au ratio de capitalisation boursière sur PIB. Cette variable est certes une mesure de développement financier, mais elle renvoie en même temps à l'importance des marchés dans le système financier total. Autrement dit, elle constitue une mesure du degré de « *market-based* » par opposition au « *bank-based* » (Mojon, 2000). Le développement des marchés financiers est censé contribuer positivement à la transmission des impulsions de politique monétaire, car il accroît la concurrence du point de vue des fonds prêtables. C'est ce que tend à confirmer le graphique 1.12. L'effet positif de la concurrence jouerait donc davantage à l'échelle du système financier dans sa globalité qu'au niveau du seul secteur bancaire.

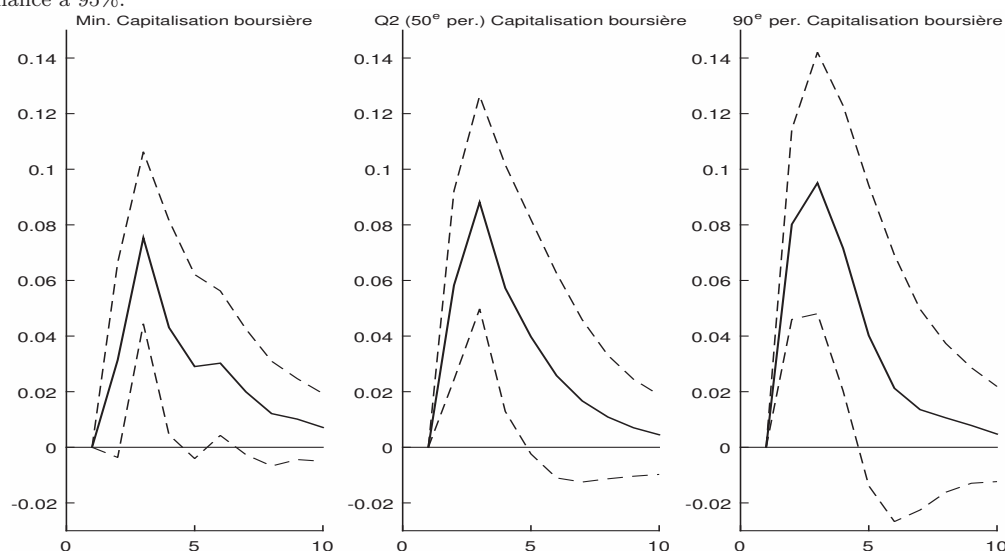
GRAPHIQUE 1.11: Réponses du coût réel du crédit suite à un choc de l'EONIA en fonction de l'indice de Herfindahl-Hirschman

Ces graphiques sont les réponses du coût réel du crédit suite à un choc de +1 écart-type du taux EONIA conditionnellement à l'indice de Herfindahl-Hirschman. Le modèle est estimé sur la période septembre 2008 à décembre 2014. Nous considérons la valeur minimale, la médiane et le 90^e percentile de la capitalisation bancaire. La courbe en trait plein est l'estimation ponctuelle et les courbes en pointillés sont les bornes de l'intervalle de confiance à 95%.



GRAPHIQUE 1.12: Réponses du coût réel du crédit suite à un choc de l'EONIA en fonction de la capitalisation boursière

Ces graphiques sont les réponses du coût réel du crédit suite à un choc de +1 écart-type du taux EONIA conditionnellement à la capitalisation boursière. Le modèle est estimé sur la période septembre 2008 à décembre 2014. Nous considérons la valeur minimale, la médiane et le 90^e percentile de la capitalisation bancaire. La courbe en trait plein est l'estimation ponctuelle et les courbes en pointillés sont les bornes de l'intervalle de confiance à 95%.



1.6 Conclusion

Ce chapitre a proposé une évaluation des effets des politiques monétaires non conventionnelles sur le coût du crédit dans la zone euro. Au regard de la littérature existante,

notre contribution se veut originale à plusieurs égards : nous considérons toutes les mesures non conventionnelles mises en œuvre par la BCE (jusqu'en 2014), nous étudions leur impact sur 11 pays de la zone euro, nous distinguons leurs effets directs de leurs effets indirects, et nous cherchons à expliquer l'asymétrie de leur impact au sein des pays membres de la zone euro.

D'abord, nous soulignons qu'il convient de distinguer les effets directs des effets indirects des mesures non conventionnelles sur les conditions de financement. Les effets indirects renvoient au fait que les programmes non conventionnels sont, aussi et surtout, des mesures d'accompagnement de la politique de taux (bas). De ce point de vue, ces mesures sont censées raccorder le lien - rompu au plus fort de la crise - entre les taux d'intérêt directs et les conditions de crédit. Elles devraient ainsi réhabiliter la mise en œuvre et les canaux de transmission habituels de la politique monétaire « conventionnelle ».

Notre analyse empirique montre que les effets directs sont très limités. Plus précisément, les opérations de swap sur devises, d'assouplissement des conditions de garantie, ainsi que les programmes d'achat d'actifs OMT, SMP, et CBPP, n'ont eu aucun impact direct sur le coût du crédit. Seules les mesures d'allocation complète à taux fixe (FRFA) et les opérations de refinancement à maturité prolongée (LTRO) ont eu des effets directs significatifs. Et encore, l'Autriche, la Finlande, la France, les Pays-Bas et l'Italie n'ont bénéficié d'aucun effet direct, quelle que soit la mesure considérée.

Heureusement, les effets indirects sont plus probants. Nos résultats économétriques valident en effet la complémentarité présupposée entre les mesures non conventionnelles de politique monétaire et la politique de taux zéro. Chaque mesure a eu un effet indirect sur au moins un pays. Toutefois, certains pays en ont moins bénéficié que d'autres (c'est le cas de l'Irlande par exemple).

Ce constat nous conduit finalement à étudier les causes de cette hétérogénéité de l'impact des effets indirects des mesures non conventionnelles. Précisément, nous cherchons à évaluer l'impact de la politique de taux conditionnellement à certaines particularités structurelles et conjoncturelles des économies étudiées, dans un contexte de mise en œuvre de mesures non conventionnelles de politique monétaire. À cette fin, nous nous appuyons sur un modèle VAR conditionnel homogène sur données de panel (PCHVAR). Nous trouvons que l'hétérogénéité des réponses au sein de la zone euro s'explique, d'une part, par des différences macro-financières : taux de croissance, probabilité de défaut,

endettement public et risque systémique. Elles s'expliquent, d'autre part, par l'hétérogénéité des secteurs bancaires, au travers des différences de capitalisation et de prêts non performants. La concurrence et la concentration financière, quant à elles, auraient eu un impact moins important sur les différences de réaction. Ainsi, de ce point de vue, et généralement, les effets de la politique non conventionnelle menée par la BCE ont été plus importants en Allemagne et en Autriche par exemple, qu'en Grèce, Italie, Espagne ou qu'au Portugal.

Chapitre 2

Effets des politiques monétaires non conventionnelles sur la courbe des taux

2.1 Introduction

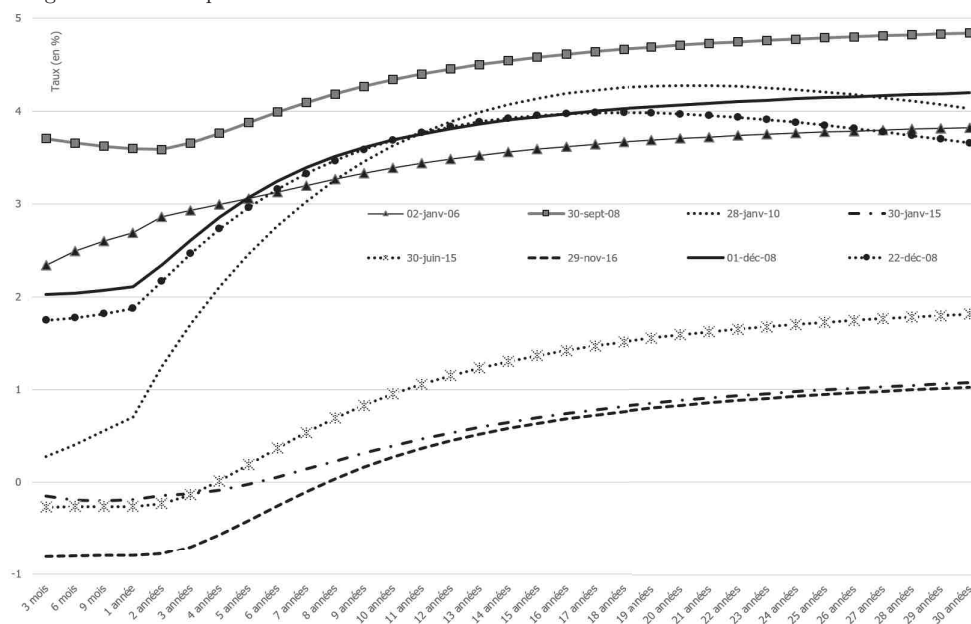
La courbe ou structure par terme des taux d'intérêt fait l'objet d'une attention particulière en raison de son lien étroit avec l'économie réelle. La structure par terme des taux d'intérêt est une relation (graphique) entre le rendement des obligations et leurs maturités. C'est une fonction qui, à une date donnée, indique pour chaque maturité le niveau du taux d'intérêt associé. Sa dynamique donne les anticipations des agents sur l'évolution de l'économie, et plus particulièrement sur la conduite de la politique monétaire. Par exemple, si les marchés anticipent que les taux courts resteront bas, la partie inférieure de la courbe sera plate. C'est ce qui s'est observé le 30 juin 2015 et dans une moindre mesure le 26 novembre 2016 dans la zone euro (graphique 2.1). Les investisseurs ont anticipé que la BCE ne relèverait pas son taux directeur avant au moins deux ans. À l'opposé, cette partie inférieure aura une pente haussière (resp. baissière) s'ils pensent que les autorités monétaires augmenteront (resp. diminueront) le taux court. Les courbes du 2 janvier 2006 et du 30 septembre 2008 illustrent ces deux derniers cas dans la zone euro. Typiquement, les marchés ont pressenti une hausse du taux directeur de la BCE en janvier 2006 et une baisse en septembre 2008 (après la faillite de Lehman Brothers) en

moins de trois mois. La BCE a effectivement relevé son taux principal de refinancement en mars 2006 et l'a abaissé en octobre 2008.

En outre, la partie supérieure de la courbe des taux est le reflet des taux courts actuel et anticipé auquel s'ajoute une prime de risque. D'une part, les taux longs augmenteront si les agents escomptent une hausse du taux court. Une hausse des taux longs traduit potentiellement une reprise économique et des anticipations d'inflation conduisant à une hausse des taux courts. D'autre part, la présence d'une prime de risque justifie la tendance globale à la hausse de la courbe des taux car les taux longs peuvent augmenter en raison d'une prime de risque exigée par les investisseurs pour détenir des actifs de maturité longue. Il existe deux formes de risque à savoir un risque de défaut et un risque lié au prix de l'actif. Le risque de défaut traduit l'éventualité que l'émetteur du titre soit dans l'incapacité de payer la totalité du montant dû. Le second risque est lié au prix auquel l'investisseur pourrait revendre le titre, avant sa maturité, qui est *a priori* inconnu.

GRAPHIQUE 2.1: Quelques courbes de taux dans la zone euro

Ces graphiques représentent les courbes de taux (zéro-coupon) à différentes dates dans la zone euro. Les paramètres des courbes sont estimés à partir des obligations souveraines de notation AAA. L'ordonnée est en pourcentage. Les données proviennent de la BCE.



La conduite de la politique monétaire, l'activité réelle et les prix sur les marchés boursiers sont également des déterminants de la dynamique de la courbe des taux. La courbe de septembre 2008 est au-dessus de celle de novembre 2016 traduisant une baisse des taux courts et longs dans la zone euro. On note également une déformation de la courbe

des taux. En particulier, le taux à 30 ans était inférieur à celui à 19 (resp. 20) ans le 22 décembre 2008 (resp. le 28 janvier 2010). Cette baisse de la partie supérieure de la courbe des taux n'est pas cohérente avec l'hypothèse des anticipations qui stipule que la hiérarchie des taux d'intérêt s'explique par les anticipations sur les taux courts. Outre la dynamique des taux courts, la baisse de cette partie supérieure peut s'expliquer par une anticipation de la baisse des primes de risque. Par ailleurs, une hausse du cours des actifs réduit le rendement des actifs. En achetant, par exemple des actifs, les autorités monétaires peuvent influencer leur prix et via ce canal influencer la courbe des taux. Mais les effets d'un achat d'actifs, ou généralement d'une politique monétaire expansionniste, sur la courbe des taux dépendent des anticipations des investisseurs. De plus, une croissance économique peut augmenter le cours des actifs et modifier la structure par terme des taux d'intérêt à condition de prendre en compte la réaction de la Banque Centrale telle qu'anticipée par les investisseurs.

Au total, il existe une relation bi-directionnelle entre la courbe des taux et l'économie réelle. Cette relation a fait l'objet d'une étude extensive dans la littérature empirique (ex., Bianchi et al., 2009 ; Diebold et Li, 2006 ; Diebold et al., 2006 ; Kagraoka et Moussa, 2013). D'une part, la courbe des taux peut servir à prédire l'évolution de l'économie et les anticipations d'inflation. D'autre part, la politique monétaire et les anticipations de croissance peuvent influencer sur la dynamique des courbes de taux. L'élément clé dans cette relation est la réaction des investisseurs. En effet, si les investisseurs prédisent parfaitement la mise en œuvre d'une politique expansionniste, celle-ci n'aura aucun effet sur les marchés financiers. Par contre, en cas de surprise, l'on peut espérer une augmentation du cours des actifs et une modification de la courbe des taux. Au cours de la mise en œuvre des mesures de politique monétaire non conventionnelle, la gestion des anticipations des investisseurs a joué un rôle important au point où le *forward guidance* est devenu une mesure de politique à part entière.

Dans ce chapitre, nous nous concentrons sur les effets des mesures de politique non conventionnelle sur la structure par terme des taux d'intérêt. Typiquement, nous analysons comment les investisseurs réagissent aux différentes mesures de politique monétaire non conventionnelle de la BCE dans les pays membres de la zone euro.

De nombreuses études concluent à une baisse substantielle des taux longs à la suite de la mise en œuvre des politiques non conventionnelles. Par exemple, les opérations

non conventionnelles de la FED (Doh, 2010 ; Gagnon et al., 2011 ; Hamilton et Wu, 2012 ; Neely, 2015), de la Banque d'Angleterre (Joyce et al., 2011 ; Meier, 2009) et de la Banque du Japon (Baba et al., 2005 ; Marumo et al., 2003 ; Oda et Ueda, 2007 ; Okina et Shiratsuka, 2004) ont réduit les taux à dix ans. Les programmes d'achat de la FED ont aplati la courbe des taux (D'Amico et King, 2013 ; Gagnon et al., 2011 ; Krishnamurthy et Vissing-Jorgensen, 2011) avec une baisse plus prononcée des taux longs en comparaison avec les taux courts. Dans la zone euro, ces politiques ont été suivies d'une baisse des taux courts (Abbassi et Linzert, 2012) mais et surtout des taux longs via une réduction de la prime de liquidité. De Pooter et al. (2015) montrent qu'un achat d'un pourcent de la dette souveraine diminue la prime de liquidité de 23 points de base. Spécifiquement, un achat de 100 millions d'euro d'actifs entraîne une baisse des taux à 10 ans d'un point de base en Italie et de sept points de base en Irlande dans le long-terme (Ghysels et al., 2014).

La plupart de ces études analysent les effets des mesures de politique monétaire non conventionnelle sur des segments particuliers de la courbe des taux à la différence de De Pooter et al. (2015) et Fourel et Idier (2011). En outre, elles font abstraction de l'hétérogénéité individuelle et temporelle dans la transmission des effets de ces mesures.

Notre contribution se situe à trois niveaux. Tout d'abord, nous analysons comment les mesures de politique monétaire non conventionnelle ont affecté la courbe des taux dans son ensemble. Nous examinons à cet effet les paramètres qui déterminent théoriquement la courbe des taux. De ce fait, notre démarche utilise une courbe des taux implicites, construites indirectement à partir des cotations de marché d'instruments comme les obligations et les swaps. À partir de ces paramètres, nous construisons un ensemble d'indicateurs pour apprécier les réactions des investisseurs suite aux mesures de politique monétaire non conventionnelle. Notre analyse est proche des travaux de De Pooter et al. (2015) et Fourel et Idier (2011) avec toutefois des différences dans les approches. La première différence se situe dans la description théorique de la structure par terme. La seconde différence vient des indicateurs utilisés dans les analyses. Nous utilisons la démarche présentée par Okina et Shiratsuka (2004) à la différence des auteurs précédents.

Ensuite, nous nous basons sur une approche TVP-FAVAR (*Time Varying Parameters Factor Augmented VAR*) pour analyser l'effet des mesures de politique monétaire non conventionnelle sur la courbe des taux. Le choix de cette méthode répond à la volonté

de prendre en compte l'hétérogénéité individuelle et temporelle dans la transmission de la politique monétaire.

Enfin, nous examinons les effets des politiques non conventionnelles sur la prime de risque des différents pays afin d'identifier les mesures les plus efficaces sur les taux d'intérêt tout en prenant en compte l'hétérogénéité individuelle. À la suite des théories de la prime de liquidité et de l'habitat préféré, la littérature empirique montre que les primes de risque varient dans le temps et suivant les maturités (Byrne et al., 2016 ; Cochrane et Piazzesi, 2005 ; Duffee, 2002 ; Gürkaynak et Wright, 2012 ; Sarno et al., 2007 ; Tang et Xia, 2007). Dès lors, la prime de risque constitue un facteur sur lequel peuvent agir les autorités monétaires afin de réduire les taux longs.

Nous montrons que la transmission des mesures de politique monétaire non conventionnelle s'effectue avec un retard et ses effets varient entre les pays et dans le temps. Elles ont été plus efficaces en Allemagne et en France si l'on s'intéresse aux effets de courte période qui consistent à rétablir la confiance sur les marchés et à faire baisser les taux longs. Toutefois, si l'on s'intéresse aux effets de long-terme qui consistent à créer des anticipations d'inflation et de croissance, les politiques monétaires non conventionnelles sont plus efficaces aux Pays-Bas et en Autriche. Les effets de ces politiques dépendent fortement de la perception des agents économiques.

En outre, nous montrons que les accords de swap, l'opération monétaire sur titres et les conditions de refinancement auprès de la BCE ont été les politiques les plus efficaces en termes de réduction de la prime de risque. En l'occurrence, l'achat des actifs et l'élargissement de la gamme d'actifs admis comme collatéraux ont contribué à réduire la prime de risque sur les titres souverains en évitant la pénurie de collatéraux éligibles. Ainsi, les mesures exceptionnelles prises par la BCE en faveur de la Grèce, l'Irlande et l'Espagne ont été efficaces pour ces pays.

La suite du chapitre est organisée comme suit. Dans la section 2.2, nous présentons la démarche empirique. La section 2.3 analyse les effets des mesures de politique monétaire non conventionnelle sur la courbe des taux. La section 2.4 analyse les effets de ces mesures sur la prime de risque. La conclusion (section 2.5) reprend les principaux résultats de l'analyse.

2.2 Modèle et démarche empirique

Comme rappelé plus haut, les anticipations des agents jouent un rôle important dans la transmission de la politique monétaire, particulièrement des mesures non conventionnelles. Selon l'hypothèse des anticipations, le rendement d'une obligation de maturité M (r_t^M) est donnée par la relation :

$$r_t^M = \frac{1}{M}(r_t + E_t \sum_{j=1}^{M-1} r_{t+j}) + \phi^M \quad (2.2.1)$$

où ϕ^M est une prime exogène qui varie avec la maturité des obligations et r le taux d'intérêt de court terme. Certaines études théoriques (ex. Vayanos et Vila, 2009) et empiriques (ex. Cochrane et Piazzesi, 2005) montrent, par ailleurs, que cette prime de risque varie dans le temps et suivant les maturités.

Les politiques monétaires non conventionnelles, notamment le *forward-guidance*, qui visent à stabiliser le taux d'intérêt de court-terme à un niveau bas devraient réduire le taux long à prime de risque constante. En outre, une baisse de la prime via des apports de liquidité peut également contribuer à faire baisser le taux long. L'efficacité des mesures de politique monétaire non conventionnelle peut s'analyser sous deux angles : ses effets directs sur la structure de la courbe de taux et ses effets sur la prime de risque. Notre analyse se concentre sur ces deux dimensions.

Par souci de clarté, nous présentons, tout d'abord, l'approche permettant d'évaluer les effets des mesures de politique monétaire non conventionnelle sur la prime de risque. Ensuite, nous exposons le calcul des indicateurs qui permettront d'apprécier les effets de ces politiques sur la courbe des taux dans son ensemble. Enfin, nous présentons les données.

2.2.1 Mesures non conventionnelles et prime de risque

Notre approche se base sur l'équation (2.2.1) notamment sur la prime de risque ϕ_t^M . Supposons, dans un premier temps, que ϕ_t^M est connue. Une mesure de politique monétaire non conventionnelle est efficace si elle permet de réduire la prime de risque. Ainsi, la mesure de l'efficacité d'une politique non conventionnelle (*PNC*) revient à tester

l'hypothèse suivante

$$\frac{\partial \Delta \hat{\rho}_{it}(m)}{\partial PNC_t} < 0 \quad (2.2.2)$$

où i désigne le pays et $\hat{\rho}_{it}(m)$ est un proxy de ϕ_{it}^M .

Cet examen empirique se fonde sur l'estimation de l'équation suivante

$$\Delta \hat{\rho}_{it}(m) = \alpha + \sum_{k=1}^5 \beta_k PNC_{t-k} + \gamma C_{i,t-1} + \sum_{n=1}^5 \eta_n \Delta \hat{\rho}_{i,t-n}(m) + \varepsilon_{it}$$

où C est un ensemble de variables de contrôle et ε le terme résiduel.

Nous nous concentrons sur les changements de la prime de risque, en différence première, pour manipuler des séries stationnaires. Le vecteur C contient la variation de l'Euribor à 3 mois et les indicatrices de temps (jour de la semaine). Nous considérons cinq retards pour tenir compte des effets sur l'ensemble des jours ouvrés. Finalement, une mesure de politique monétaire non conventionnelle est efficace si $\beta' = \sum_{k=1}^5 \beta_k / (1 - \sum_{n=1}^5 \eta_n) < 0$.

Pour évaluer les effets des mesures de politique monétaire non conventionnelle, il faut estimer $\rho_{it}(m)$. Par définition, la prime de risque associée à une obligation donnée est la différence entre le taux d'intérêt payé sur cette obligation et le taux d'intérêt payé sur une obligation bénéficiant d'une meilleure notation (Aaa par exemple). Nous procédons en trois étapes pour calculer la prime de risque. Premièrement, on utilise le taux d'intérêt (moyen) sur les obligations souveraines de notation Aaa de la zone euro comme étant la référence. Bien que n'existant pas un « Etat européen », la structure par terme de la zone euro est construite à partir des obligations des Etats membres¹. C'est ce qui justifie notre choix. Deuxièmement, nous calculons, en fonction des maturités, les rendements zéro-coupons de référence comme suit

$$\hat{R}_t(m) = \frac{1}{k} \sum_{i=0}^{k-1} E_t R_{t+i}(3) \quad (2.2.3)$$

où $k = m/3$ est un entier et $R_t(3)$ est le taux à trois mois considéré ici comme le taux de court. Enfin, la prime de risque est définie par

$$\rho_{it}(m) = y_{it}(m) - \hat{R}_t(m) \quad (2.2.4)$$

1. Voir la note méthodologique de construction de la structure par terme élaborée par la BCE.

avec $y_{it}(m)$ le taux d'intérêt sur une obligation de maturité m dans le pays i .

La construction des taux de référence zéro-coupon nécessite l'estimation des paramètres qui déterminent théoriquement la courbe des taux.

2.2.2 Paramètres théoriques de la courbe des taux d'intérêt

Nous utilisons une version augmentée du modèle de Neslon et Siegel proposée par Svensson (1994) pour estimer la structure par terme des taux d'intérêt dans la zone euro². Selon cette formulation, le taux à terme instantané (taux zéro-coupon *forward*) de maturité m ($r_t(m)$) est donné par

$$r_t(m) = \beta_{0t} + \beta_{1t} \exp\left(-\frac{m}{\tau_{1t}}\right) + \beta_{2t} \left(\frac{m}{\tau_{1t}}\right) \exp\left(-\frac{m}{\tau_{1t}}\right) + \beta_{3t} \left(\frac{m}{\tau_{2t}}\right) \exp\left(-\frac{m}{\tau_{2t}}\right) \quad (2.2.5)$$

où $\beta_{0t}, \beta_{1t}, \beta_{2t}, \beta_{3t}, \tau_{1t}$ et τ_{2t} sont des paramètres à estimer qui déterminent théoriquement la structure par terme des taux et m est la maturité. Ces six grandeurs donnent l'ordonnée à l'origine, la pente et la courbure de la courbe des taux. Avant de discuter des implications de cette spécification, nous définissons le taux zéro-coupon (ou taux spot) de maturité m , utilisé dans l'expression (2.2.3), comme la quantité

$$R_t(m) = \frac{1}{m} \int_{s=0}^m r_t(s) ds \quad (2.2.6)$$

Dans la suite, nous faisons abstraction de l'indice t pour simplifier les notations. Les valeurs utilisées pour la construction du graphique 2.1 sont présentées dans le tableau 2.1.

TABLEAU 2.1: Paramètres des courbes de taux du graphique 2.1

Ce tableau présente les paramètres utilisés pour la construction des courbes de taux du graphique 2.1. Les données proviennent de la BCE.

	02/01/06	30/09/08	01/12/08	22/12/08	28/01/10	30/01/15	30/06/15	29/11/16
β_0	4.054	5.106	4.451	0.056	0.229	1.458	2.261	1.409
β_1	-1.919	-1.335	-2.413	1.699	0.002	-1.448	-2.541	-2.239
β_2	1.821	2.765	1.074	10.466	13.576	-1.585	1.870	12.088
β_3	-3.329	-5.405	-3.945	-0.793	-0.392	-4.112	-6.756	-15.903
τ_1	1.074	1.904	1.390	12.127	11.322	0.421	1.172	1.426
τ_2	2.071	1.969	1.471	0.857	0.257	2.510	1.877	1.614

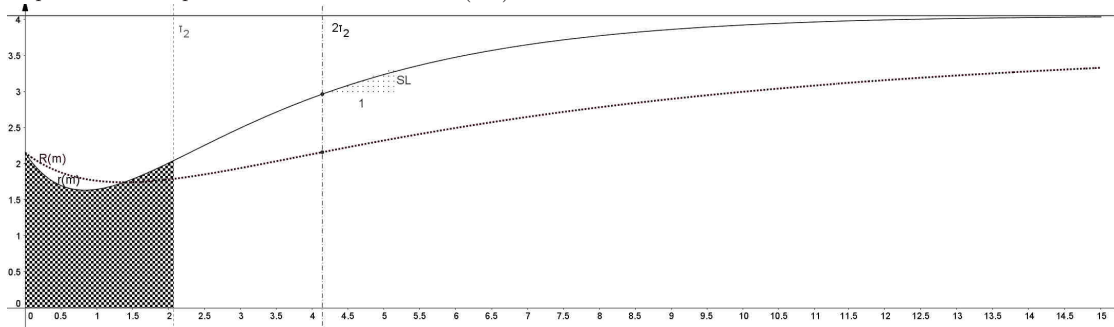
2. La synthèse technique des méthodologies d'estimation des courbes de taux dans la zone euro (BIS, 2005) montre que cette approche n'est pas celle utilisée dans l'ensemble des pays membres. Toutefois, nous adoptons cette formulation pour des raisons pratiques liées à notre démarche.

L'expression (2.2.5) comporte quatre éléments à droite de l'égalité. Le premier élément, β_0 , est une constante (en m). Le second élément, $\beta_1 \exp\left(-\frac{m}{\tau_1}\right)$, est une fonction exponentielle. Si β_1 est négatif (resp. positif), la partie inférieure (taux courts) de la courbe sera croissante (resp. décroissante). Pour de faibles (resp. grandes) valeurs de τ_1 , les variations des taux courts s'effectuent très rapidement (resp. très lentement). Par exemple, le graphique 2.1 indique que β_1 était négatif le 02/01/2006 et positif le 30/09/2008 (cf. tableau 2.1). Dans le premier cas, τ_1 avait une très petite valeur en comparaison au second cas. Le troisième terme, $\beta_2 \left(\frac{m}{\tau_1}\right) \exp\left(-\frac{m}{\tau_1}\right)$, produit une forme en U (resp. en U inversée) lorsque β_2 est négatif (resp. positif). Le quatrième terme, $\beta_3 \left(\frac{m}{\tau_2}\right) \exp\left(-\frac{m}{\tau_2}\right)$, produit une forme en U (resp. en U inversée) lorsque β_3 est négatif (resp. positif). Dans la suite, nous supposons que β_3 est négatif³. Les paramètres d'échelle, τ_1 et τ_2 , permettent de contrôler la convergence des différents termes auxquels ils sont associés dans la relation (2.2.5).

Les paramètres estimés à partir de l'expression 2.2.5 permettent d'évaluer les anticipations des investisseurs en termes de conduite de la politique monétaire et d'évolution de l'état de l'économie. Nous définissons ces indicateurs ci-après. Une illustration des ces indicateurs est fournie par le graphique 2.2.

GRAPHIQUE 2.2: Illustration de la courbe des taux

Ce graphique présente une courbe des taux théorique. L'axe des abscisses donne les maturités et l'axe des ordonnées donne les taux (en %). Les deux verticales sont les droites d'équation respectives $x = \tau_2$ et $x = 2\tau_2$. L'aire grisée dans la partie inférieure de la courbe est une illustration de $R(\tau_2)$ et la surface grisée dans la partie supérieure est la pente de la courbe des taux (SL).



Anticipations d'inflation. β_0 est le taux à très long-terme ($m \rightarrow +\infty$), positif par définition. Le tableau 2.1 indique que β_0 était de 5,11% en septembre 2008 contre 1,41% en novembre 2016. Il désigne les anticipations d'inflation et de croissance (ou anticipations de croissance nominale). Il est censé refléter les attentes des investisseurs en termes

3. Les estimations de la BCE entre le 06/09/2004 et le 30/11/2016 indiquent une probabilité de 98,15% d'avoir $\beta_3 < 0$.

de performance économique à long terme. Une hausse de ce paramètre indique que les agents économiques anticipent une reprise économique (anticipations d'inflation et de croissance favorables) conduisant à une augmentation du taux court. Par la suite, nous associons β_0 à des anticipations d'inflation en raison de sa corrélation forte avec le taux d'inflation mis en évidence dans la littérature empirique (Bianchi et al., 2009 ; Kagraoka et Moussa, 2013).

Durée de mise en œuvre des mesures non conventionnelles. Sous l'hypothèse que $\beta_3 < 0$, la quatrième composante de $r(m)$ admet un minimum en τ_2 . À partir de ce point, la courbe des taux a une pente positive. Dès lors, les agents anticipent une hausse des taux courts. Autrement dit, des valeurs élevées de τ_2 indiquent que les investisseurs prédisent un prolongement des politiques d'assouplissement (ou de taux bas) avant le relèvement des taux courts. À l'inverse, de faibles valeurs de ce paramètre indiquent qu'ils prévoient un relèvement des taux directeurs par les autorités monétaires assez rapidement. Dans notre analyse, les mesures de politique monétaire non conventionnelle sont efficaces si elles parviennent à augmenter la valeur de τ_2 . Pour Okina et Shiratsuka (2004), cet indicateur permet de mesurer la durée au cours de laquelle les investisseurs pensent que les autorités monétaire continueront à mettre en œuvre les mesures de politique monétaire non conventionnelle.

Dynamique des taux courts. À partir de l'expression (2.2.6), on peut définir la valeur du taux d'intérêt au point τ_2 comme étant

$$R(\tau_2) = \frac{1}{\tau_2} \int_{s=0}^{\tau_2} r(s) ds$$

$R(\tau_2)$ est, par définition, une aire (cf. zone grisée) située au niveau de la partie inférieure de la courbe des taux ($m \leq \tau_2$). Plus de sa valeur augmente, plus les taux courts sont élevés. En d'autres termes, la banque centrale fixe des taux directeurs à des niveaux élevés. Cet indicateur peut être interprété comme un indice de confiance car ses petites valeurs indiquent un assouplissement des conditions de financement par le maintien des taux à des niveaux bas. Une mesure de politique monétaire est efficace si elle réduit $R(\tau_2)$. L'idée est que la partie inférieure de la courbe des taux serait plate si les investisseurs n'anticipaient pas une hausse des taux courts.

Aplatissement de la courbe des taux. Nous nous intéressons, ici, à la partie supérieure de la courbe des taux. Nous analysons à quelle vitesse les taux d'intérêt convergent vers le taux à très long-terme. Plus la convergence est rapide, plus raide est la partie supérieure de la courbe des taux, toutes choses égales par ailleurs. Cette analyse peut se baser sur la pente de la partie supérieure de la courbe des taux. D'un point de vue algébrique, le tableau 2.A.1 montre qu'au point $2\tau_2$, la dérivée seconde de la quatrième composante de $r(m)$ change de signe. À partir de ce point, la courbe des taux a une pente croissante, sous l'hypothèse $\beta_3 < 0$. Plus la pente est élevée, plus vite s'effectue la convergence vers le taux à très long-terme. Ce qui signifie, d'un point de vue économique, que les investissements anticipent une reprise rapide qui conduira à un relèvement des taux directeurs. Pour apprécier la pente (notée SL), nous utilisons la valeur de la dérivée première de $r(m)$ évaluée au point 2τ définie comme suit

$$\tan(SL) = r'(2\tau_2) \quad (2.2.7)$$

où $\tan$ est la fonction tangente.

Les mesures de politique monétaire non conventionnelle ont deux effets dans le court-terme. Tout d'abord, en maintenant les taux directeurs à un niveau très bas, elles visent à aplatir la partie inférieure de la courbe des taux. Ensuite, l'achat des actifs devrait augmenter le prix des actifs et réduire les taux longs, au même titre que le maintien des taux à des niveaux bas. Ces deux éléments conduisent à un aplatissement de la courbe des taux dans son ensemble. Dès lors, une mesure de politique non conventionnelle est efficace si elle réduit SL .

2.2.3 Mesures non conventionnelles et anticipations

Les anticipations des investisseurs sont décrites par quatre variables à savoir β_{0t} , τ_{2t} , $R(\tau_{2t})$ et SL_t . Les effets des mesures de politique monétaire non conventionnelle sur les anticipations sont analysés à partir d'un modèle VAR à paramètres évolutifs (TVP-VAR pour *Time Varying Parameters VAR*).

Soit $x_t^j = [\beta_{0t}^j, \tau_{2t}^j, R(\tau_{2t})^j, SL_t^j]$, avec $t = 1, \dots, T$ désignant la dimension temporelle et j ($j = 1, \dots, N$) la dimension individuelle (pays). Notons $X_t = [x_t^1, \dots, x_t^N]$ et r_t l'instrument de politique monétaire non conventionnelle. Nous supposons que X augmenté de

l'instrument de politique monétaire r suit un TVP-VAR pouvant s'écrire sous la forme

$$y_t = b_{1t}y_{t-1} + \dots + b_{pt}y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (2.2.8)$$

où $y_t = [X_t, r_t]$, b_{it} est une matrice $m \times m$ des coefficients pour $i = 1, \dots, p$ et $t = 1, \dots, T$, et $\varepsilon_t \sim \mathcal{N}(\mathbf{0}, \Omega_t)$ avec Ω_t la matrice $m \times m$ de covariance pour $t = 1, \dots, T$, avec $m = N + 1$.

Le choix de cette approche permet de prendre en compte la dynamique dans la transmission des effets des mesures de politique monétaire non conventionnelle. Une approche similaire a été utilisée pour analyser la dynamique de la courbe des taux aux Etats-Unis (Diebold et Li, 2006), en Angleterre (Bianchi et al., 2009) et au Japon (Kagraoka et Moussa, 2013).

En général, les modèles VAR portent sur un nombre limité (inférieur ou égal à 8) de variables. Lorsque le nombre de variables augmente, il se pose un problème de degré de liberté. Dans notre cas, X contient 20 variables. Une solution courante consiste à effectuer une factorisation afin de réduire la dimension de X avant la modélisation⁴. Dans le cas des modèles TVP-VAR, cette approche est connue sous le nom de modèle TVP-FAVAR - F étant mis pour *Factors* - proposé par Korobilis (2013). Finalement, dans la relation (2.2.8), X_t sera remplacé par un ensemble de $k \ll N$ facteurs latents (f_t). Chaque composante de X est alors lié aux facteurs inobservables via le système ci-après

$$x_{nt} = \lambda_n f_t + u_{nt} \quad (2.2.9a)$$

$$u_{nt} = \rho_{n1}u_{n,t-1} + \dots + \rho_{nq}u_{n,t-q} + v_{nt} \quad (2.2.9b)$$

où λ est la matrice $k \times N$ des coordonnées factorielles et $v_{nt} \sim \mathcal{N}(\mathbf{0}, \exp(h_{nt}))$. Les erreurs v_{nt} sont supposées être des bruits blancs hétéroscédastiques et non corrélées avec les facteurs (à tout ordre). Les log-volatilités, h_{nt} , suivent des marches aléatoires sans dérives.

Le modèle TVP-FAVAR est constitué des relations (2.2.8) et (2.2.9). La stratégie d'estimation est présentée dans Korobilis (2013). C'est une approche en deux étapes qui consiste à estimer tout d'abord les facteurs par une analyse en composantes principales,

4. Il existe d'autres approches sur lesquelles nous reviendrons dans le chapitre 3.

puis à estimer les paramètres du modèle. Le choc de politique monétaire est identifié suivant une approche récursive en ordonnant l'instrument de politique monétaire à la fin du vecteur de variables.

2.2.4 Données et stratégie d'estimation

Pour évaluer les effets des politiques monétaires non conventionnelles sur la prime de risque, nous utilisons les taux souverains de 11 pays de la zone euro (Autriche, Allemagne, Belgique, Espagne, Finlande, France, Grèce, Irlande, Italie, Portugal, Pays-Bas) à des maturités de 1, 3, 5, 7, 10, 15 et 30 ans. Ce sont des données journalières couvrant la période juin 2007 à décembre 2014 et issues de Macrobond. Les indicateurs de politique monétaire non conventionnelle sont les mêmes que ceux définis dans le tableau 1.1. Nous y ajoutons le programme d'achat des titres adossés à des actifs (ABS) initié par la BCE à partir de novembre 2014.

En ce qui concerne les paramètres qui déterminent théoriquement la courbe des taux, nous utilisons deux approches suivant la disponibilité des données (tableau 2.2). Les paramètres de la courbe des taux de la zone euro et celles de l'Allemagne sont disponibles respectivement sur le site de la BCE et sur Macrobond. Les paramètres ont été estimés suivant l'approche de Svensson (1994) que nous utilisons dans ce chapitre. En France et en Belgique, nous considérons la structure par terme existante pour évaluer les paramètres du modèle (2.2.5) puisque l'approche utilisée est différente. Pour les autres pays, nous utilisons les prix des obligations émises. Les différentes étapes de l'estimation, à partir des prix des obligations, sont détaillées dans Gürkaynak et al. (2007). Fondamentalement, il faut estimer les taux d'intérêt courants à partir des prix des obligations. Ensuite, on estime les paramètres de la courbe des taux en utilisant la méthode des moindres carrés non linéaires. Toutes les données sont à fréquence journalière et couvrent la période 07/06/2010-08/02/2015.

Les paramètres de la courbe des taux servent, ensuite, à estimer le modèle VAR spécifié par l'équation (2.2.8). Dans cette spécification, l'instrument de politique monétaire non conventionnelle est le logarithme de la taille du bilan de la BCE. Nous utilisons le logarithme du montant des refinancements à plus long terme (LTRO) pour l'analyse de la robustesse. Vu que le bilan de la BCE et les LTRO sont à fréquence hebdomadaire, nous utilisons les paramètres de la courbe des taux en fin de semaine. Finalement, le modèle VAR est estimé à fréquence hebdomadaire.

TABLEAU 2.2: Nature et sources des données

Ce tableau décrit les sources de données utilisées pour estimer les paramètres de l'équation (2.2.5). Pour la zone euro et l'Allemagne, les paramètres de la courbe des taux sont disponibles et estimés suivant l'approche de Svensson (1994). Pour les autres pays, nous utilisons des prix ou des taux d'intérêt existant pour estimer les différents paramètres.

Pays/Zone	Source	Nature des données
Allemagne	Macrobond	Paramètres de la courbe des taux
Autriche	Macrobond	Prix des obligations
Belgique	Macrobond	Taux d'intérêt
France	Macrobond	Taux d'intérêt
Pays-Bas	MTS	Prix des obligations
Euro	BCE	Paramètres de la courbe des taux

2.3 Mesures non conventionnelles et anticipations

Les effets des politiques non conventionnelles s'analysent à partir d'un modèle TVP-FAVAR comme décrit dans Korobilis (2013). L'indicateur de politique monétaire non conventionnelle est la taille du bilan de la BCE. Nous considérons les valeurs en fin de semaine de β_{0t} , τ_{2t} , $R(\tau_{2t})$ et SL_t dans cinq pays de la zone euro (Autriche, Allemagne, Belgique, France et Pays-Bas) et du bilan de la banque centrale. L'analyse débute à la 23^{ème} semaine de l'année 2010 (2010S23) et s'achève à la 14^{ème} semaine de l'année 2015 (2015S14).

Les effets des politiques monétaires sont mesurés par le calcul des réponses impulsionnelles en fonction du temps. Afin de faciliter la présentation, nous considérons les valeurs moyennes des réponses impulsionnelles au cours des périodes suivantes : 2011S18-2012S52, 2013S01-2014S12 et 2014S13-2015S12. La première sous-période (2011S18-2012S52) tient compte des mesures prises par la BCE afin de faire face à la crise bancaire et plus particulièrement les politiques d'achat des actifs⁵. La seconde sous-période prend en compte le changement dans la stratégie de communication de la BCE. La troisième sous-période permet de traduire les dernières mesures prises par la BCE en novembre 2014.

La suite de la section expose les effets de la taille du bilan sur les indicateurs de perception. Le choc de politique monétaire est normalisé à un accroissement d'un point de pourcentage de la taille du bilan de la BCE à chacune des dates.

5. Nous n'excluons pas le fait que la croissance du bilan tient compte des mesures antérieures à ces dates considérées ici.

2.3.1 Comment les investisseurs perçoivent-ils la mise en œuvre des mesures non conventionnelles ?

La durée des politiques monétaires est mesurée par les variations de τ_2 . Un accroissement de cet indicateur signifie que les marchés anticipent une continuité de la mise en œuvre des politiques monétaires non conventionnelles.

Entre 2010 et 2015, la durée moyenne de l'aplatissement de la courbe des taux a varié entre 2 et 5 ans avec des variabilités très forte au sein de la zone euro (dernière colonne du tableau 2.3) : le coefficient de variation a oscillé entre 9% (2013) et 46% (2010). Il y a eu une baisse du coefficient de variation entre 2010 et 2013 et une hausse de τ_2 ; ce qui indique une meilleure perception de la politique monétaire notamment les mesures non conventionnelles. Dans les différents pays, la durée de l'aplatissement de la partie inférieure de la courbe des taux varie entre 3 ans (Pays-Bas) et 14 ans (Belgique). Ce résultat montre que les marchés n'ont pas la même perception de la politique monétaire commune de la BCE. Par ailleurs, l'indicateur est très volatile en France (coefficient de variation entre 46% et 50%) et très instable en Allemagne (coefficient de variation entre 10% et 76%). La variabilité de τ_2 signifie que les investisseurs révisent couramment leur perception de la mise en œuvre de la politique monétaire dans la zone euro.

TABLEAU 2.3: Évolution de τ_2

Ce tableau décrit les valeurs moyennes et l'écart-type (chiffres en italique) de τ_2 entre 2010 et 2015. Les grandeurs sont en années.

	Belgique	Allemagne	France	Pays-Bas	Zone euro
2010	12,993 <i>3,460</i>	5,723 <i>3,380</i>	9,062 <i>4,526</i>	3,697 <i>0,653</i>	2,329 <i>1,080</i>
2011	12,252 <i>3,457</i>	4,609 <i>3,531</i>	9,841 <i>4,552</i>	3,636 <i>1,546</i>	4,036 <i>1,733</i>
2012	12,416 <i>3,544</i>	6,011 <i>0,636</i>	9,398 <i>4,594</i>	3,847 <i>1,654</i>	3,658 <i>0,542</i>
2013	12,348 <i>3,270</i>	6,337 <i>0,779</i>	10,096 <i>4,643</i>	3,096 <i>1,250</i>	4,684 <i>0,415</i>
2014	11,753 <i>3,390</i>	5,545 <i>2,084</i>	8,906 <i>4,437</i>	3,201 <i>2,652</i>	4,967 <i>0,630</i>
2015	14,419 <i>2,875</i>	2,589 <i>1,815</i>	9,400 <i>4,864</i>	5,951 <i>3,447</i>	2,701 <i>1,046</i>

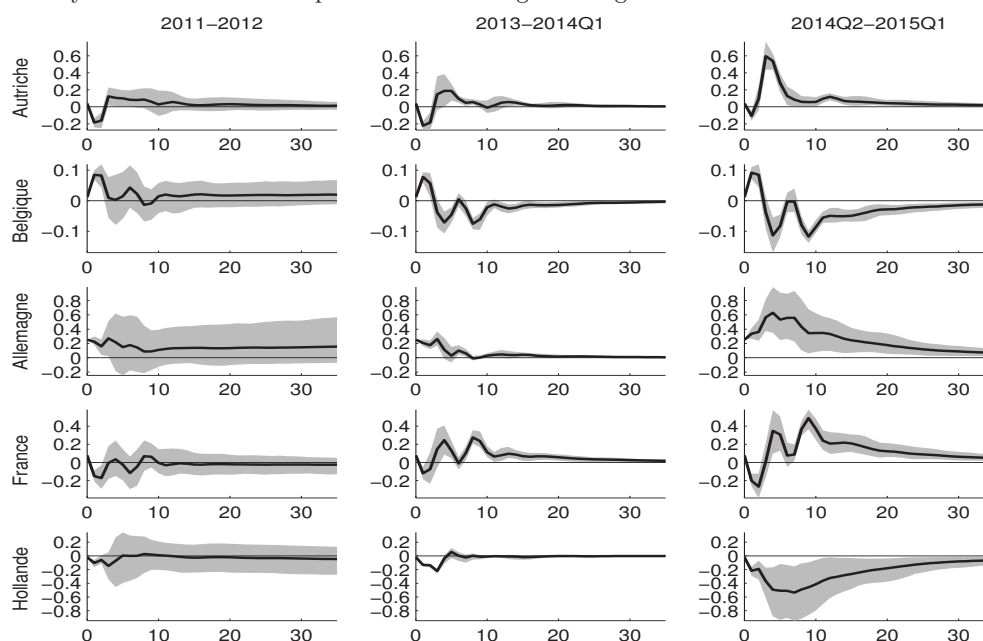
Les mesures de politique monétaire non conventionnelle sont efficaces si elles parviennent à augmenter τ_2 . Les réponses de τ_2 suite à un choc du bilan de la BCE sont données par le graphique 2.3. Il ressort qu'un choc du bilan de la banque centrale est suivi d'une baisse de τ_2 en Autriche, aux Pays-Bas et en France. Ce résultat montre que dans le court-terme, les politiques non conventionnelles n'ont pas rassuré les agents économiques dans

la zone euro. La baisse est toutefois suivie d'un épisode de hausse en France et en Autriche surtout au cours des deux dernières périodes de l'analyse. La hausse est persistante dans ces deux pays. Ces résultats relatifs à la hausse montre un retard dans la transmission de la politique monétaire. La banque centrale acquiert une certaine fiabilité vis-à-vis des marchés après un certain délai qui varie, en moyenne, entre deux et huit semaines selon le pays. On note également une hausse de τ_2 suite au choc du bilan en Allemagne.

On peut conclure que l'expansion du bilan de la BCE a modifié le comportement des investisseurs qui prédisent que la banque centrale poursuivra ses mesures d'assouplissement surtout en France, en Allemagne et en Autriche.

GRAPHIQUE 2.3: Effet de la taille du bilan de la BCE sur τ_2

Ces graphiques sont les réponses de τ_2 suite à un choc du bilan de la BCE. La courbe en noir foncé est la moyenne des effets sur la période. La bande grise désigne l'intervalle de confiance à 68%.



En Belgique et aux Pays-Bas, par contre, le choc du bilan se traduit à moyen terme par une baisse de l'indicateur de durée τ_2 , à mesure que les agents économiques anticipent une reprise économique : baisse persistante de la durée de mise en œuvre des politiques non conventionnelles sur la période 2013-2015.

En somme, bien que la politique monétaire soit commune, les perceptions de la durée moyenne de continuation des mesures d'assouplissement diffèrent suivant le pays considéré. En outre, l'accroissement du bilan de la BCE ne se traduit pas systématiquement

par une politique monétaire clairement perçue par les agents économiques. Nous abordons ce point dans la section 2.3.2.

2.3.2 Actions de la BCE et confiance sur les marchés

Si les investisseurs anticipent que les taux courts resteront bas, dans la situation actuelle de taux proches de zéro, ils auront une plus grande confiance dans l'engagement de la banque centrale. Cette confiance naît de la continuité de la conduite des politiques monétaires non conventionnelles.

TABLEAU 2.4: Evolution de $R(\tau_2)$

Ce tableau décrit les valeurs moyennes et l'écart-type (chiffres en italique) de $R(\tau_2)$ entre 2010 et 2015. $R(\tau_2)$ est une mesure des taux d'intérêt courts (en %).

	Autriche	Belgique	Allemagne	France	Pays-Bas	Euro
2010	1,088 <i>0,897</i>	4,000 <i>1,284</i>	1,736 <i>0,851</i>	2,608 <i>1,517</i>	1,334 <i>0,219</i>	0,971 <i>0,374</i>
2011	1,055 <i>0,741</i>	3,941 <i>1,387</i>	1,658 <i>0,865</i>	2,668 <i>1,602</i>	1,707 <i>0,680</i>	1,846 <i>0,873</i>
2012	1,163 <i>0,861</i>	3,878 <i>1,327</i>	0,850 <i>0,298</i>	2,498 <i>1,579</i>	0,640 <i>0,429</i>	0,612 <i>0,200</i>
2013	1,032 <i>0,894</i>	3,892 <i>1,398</i>	0,947 <i>0,335</i>	2,692 <i>1,619</i>	0,396 <i>0,289</i>	0,762 <i>0,127</i>
2014	0,964 <i>0,815</i>	3,934 <i>1,184</i>	0,604 <i>0,444</i>	2,393 <i>1,593</i>	0,184 <i>0,262</i>	0,458 <i>0,138</i>
2015	1,252 <i>0,979</i>	4,091 <i>1,303</i>	- 0,141 <i>0,092</i>	2,477 <i>1,681</i>	0,223 <i>0,446</i>	- 0,157 <i>0,096</i>

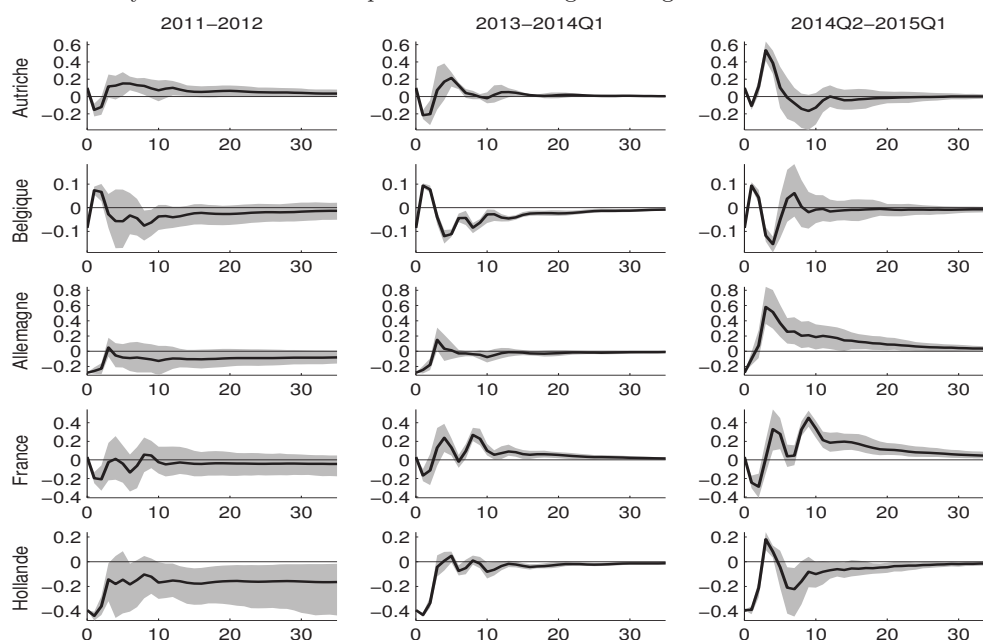
Le tableau 2.4 indique, qu'en moyenne, la valeur de $R(\tau_2)$ a baissé en 2014 et 2011 en comparaison à 2013 et 2010 respectivement. En outre, en Autriche, aux Pays-Bas et en Allemagne, les agents économiques anticipent des taux proches de zéro voire négatifs. La situation est relativement moins bien perçue en Belgique et en France où les valeurs estimées sont élevées traduisant, probablement, une incapacité de la banque centrale à maintenir les taux bas sur un horizon relativement long.

La mise en œuvre des mesures de politique monétaire non conventionnelle devrait réduire les valeurs de $R(\tau_2)$. Le graphique 2.4 présente les réponses de $R(\tau_2)$ suite à un choc du bilan de la BCE. On note que le choc de politique monétaire non conventionnelle est suivi d'une hausse de la confiance dans tous les pays conformément aux attentes. En effet, la baisse de $R(\tau_2)$ traduit une continuité de la politique monétaire expansionniste de la banque centrale et un maintien des taux courts à un niveau bas. Le regain de confiance est plus important aux Pays-Bas et en Belgique surtout sur la période allant de 2013 au premier trimestre 2014. Cette période prend en compte le changement dans la stratégie

de communication de la BCE (*forward guidance*). Une analyse d'événements conduite autour de la date d'annonce de cette politique (cf. tableau 2.C.9) montre que l'indicateur $R(\tau_2)$ a baissé avec des variations allant de 0,42 à 1,41 point de pourcentage. Cette décroissance de cet indicateur signifie que les investisseurs ont accordé une crédibilité à la Banque Centrale lorsqu'elle avait annoncé que les taux directeurs resteraient à un niveau bas pendant une période prolongée. Ce résultat renforce l'efficacité de la politique d'expansion du bilan de la BCE, au cours de cette période, en matière de regain de confiance. Il est cohérent avec l'analyse de Sahuc (2016).

GRAPHIQUE 2.4: Effet de la taille du bilan sur $R(\tau_2)$

Ces graphiques sont les réponses de $R(\tau_2)$ suite à un choc du bilan de la BCE. La courbe en noir foncé est la moyenne des effets sur la période. La bande grise désigne l'intervalle de confiance à 68%.



Au total, l'expansion du bilan de la BCE est suivie d'un regain de confiance sur les marchés se traduisant par une baisse des taux courts $R(\tau_2)$. Selon nos estimations, la baisse de l'indicateur de confiance suite au choc du bilan est beaucoup plus importante lorsque la BCE affine sa stratégie de communication. Plus spécifiquement, la baisse a été plus importante durant la période au cours de laquelle la banque centrale a annoncé clairement son intention de maintenir ses taux à des niveaux bas. Les résultats des Pays-Bas et de la Belgique confirment la baisse de la durée de l'engagement de la banque centrale observée à la sous-section 2.3.1.

2.3.3 Quel effet du bilan de la BCE sur la pente de la courbe des taux ?

On attend des mesures de politique monétaire non conventionnelle qu'elle réduise la pente de la courbe de taux. Le tableau 2.5 montre une baisse graduelle de la pente moyenne de la courbe des taux. Au niveau de la zone euro, la pente qui était de l'ordre de 30 degrés, en moyenne, en 2010 a atteint une valeur de 9 degrés en 2014. Ceci est vrai dans la quasi-totalité des pays avec toutefois des amplitudes différentes.

TABLEAU 2.5: Évolution de la pente de la courbe des taux (SL)

Ce tableau décrit les valeurs moyennes et l'écart-type (chiffres en italique) de la pente de la courbe des taux (SL) entre 2010 et 2015. La pente est mesurée en degré.

	Autriche	Belgique	Allemagne	France	Pays-Bas	Euro
2010	32,447 <i>10,233</i>	2,548 <i>4,610</i>	19,365 <i>13,693</i>	11,638 <i>11,905</i>	30,965 <i>5,822</i>	27,789 <i>13,673</i>
2011	28,507 <i>11,016</i>	3,206 <i>4,775</i>	24,768 <i>13,245</i>	9,411 <i>11,174</i>	24,009 <i>8,650</i>	11,740 <i>10,692</i>
2012	28,657 <i>10,156</i>	3,184 <i>4,761</i>	23,914 <i>2,001</i>	11,048 <i>11,808</i>	25,549 <i>6,952</i>	15,665 <i>3,903</i>
2013	29,174 <i>10,160</i>	2,697 <i>4,446</i>	22,969 <i>2,278</i>	9,327 <i>11,382</i>	27,741 <i>4,869</i>	9,733 <i>2,135</i>
2014	29,986 <i>11,047</i>	2,354 <i>3,569</i>	17,102 <i>9,747</i>	12,268 <i>12,235</i>	15,798 <i>8,584</i>	9,562 <i>2,722</i>
2015	29,652 <i>12,756</i>	1,311 <i>3,904</i>	0,266 <i>10,764</i>	12,656 <i>12,655</i>	2,929 <i>4,098</i>	11,544 <i>2,805</i>

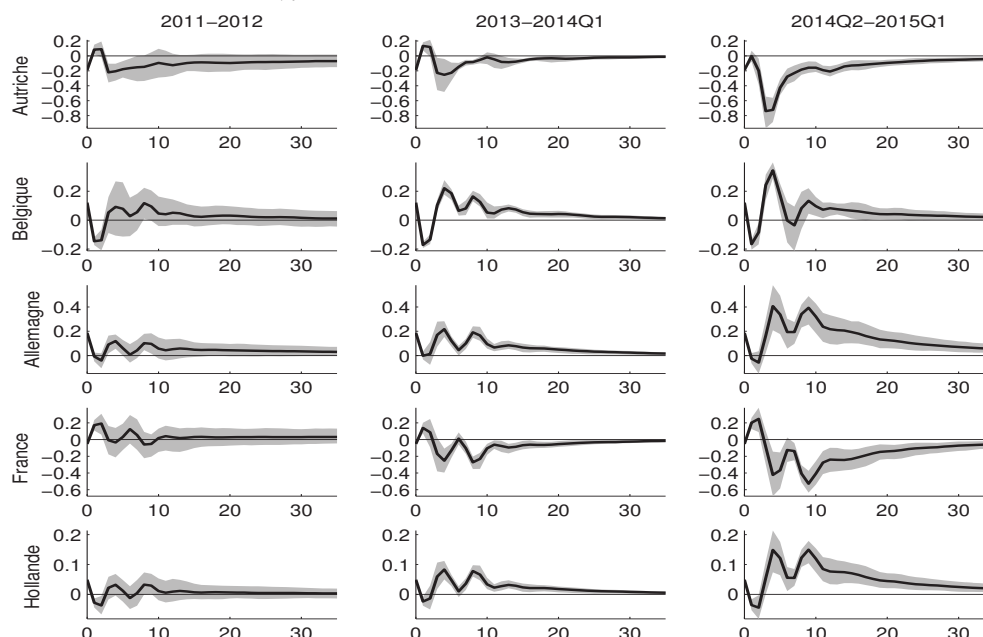
Le graphique 2.5 donne les réponses de la pente de la courbe des taux suite à un choc de la taille du bilan de la BCE. Il ressort que l'expansion du bilan de la BCE est suivie d'une baisse de la pente de la courbe en Autriche au cours des trois sous-périodes de l'analyse. La situation est quelque peu différente dans les quatre autres pays.

En Allemagne et aux Pays-Bas, le choc du bilan augmente la pente de taux d'une façon permanente au cours du temps avec un effet plus renforcé en Allemagne surtout au cours des deux dernières sous-périodes. En Belgique et en France, le choc du bilan augmente légèrement la pente de la courbe des taux. Cette hausse est suivie d'une baisse dans ces deux pays (retour à l'équilibre). Toutefois, la baisse reste persistante en France tandis qu'on note un accroissement de la pente de la courbe en Belgique tout comme en Allemagne et aux Pays-Bas. À moyen et long termes, le comportement des agents en France est similaire à ceux de l'Autriche.

Au total, la baisse de la pente de la courbe des taux attendue à la suite de la mise en œuvre des politiques monétaires non conventionnelles intervient en France et en Autriche. À la différence de ces pays, la pente de la courbe croit en Allemagne, en Belgique

GRAPHIQUE 2.5: Effet de la taille du bilan sur la pente de la courbe des taux

Ces graphiques sont les réponses de la pente de la courbe des taux SL suite à un choc du bilan de la BCE. La courbe en noir foncé est la moyenne des effets sur la période. La bande grise désigne l'intervalle de confiance à 68%.



et aux Pays-Bas après quelques révisions des agents économiques. Il existe une forte hétérogénéité dans la transmission des politiques monétaires non conventionnelles de la BCE. Les variations de la pente de la courbe des taux dans ces pays ne sont pas uniformes sur les périodes de l'analyse. Entre 2011 et 2012, ces politiques ont très peu modifié la pente de la courbe des taux. Toutefois, après 2013, elles modifient de façon significative la pente de la courbe même si les dynamiques ne sont pas similaires dans les pays. Les objectifs assignés à la modification de la stratégie de communication de la BCE en juillet 2013 et le lancement du dernier programme d'achat d'actifs (en novembre 2014) sont reflétés dans la dynamique des effets des politiques. La rotation de la courbe des taux est plus importante suite à la mise en œuvre de ces stratégies.

2.3.4 La BCE a-t-elle réussi à créer des anticipations d'inflation ?

Un accroissement de la taille du bilan de la banque centrale devrait entraîner une baisse de la limite supérieure de la courbe des taux, dans le court-terme. Toutefois, à moyen et long-terme, la cible des autorités monétaires est d'accroître les anticipations d'inflation, rehausser le niveau des taux d'intérêt de court-terme ; ce qui augmentera les taux longs. Ainsi, les politiques monétaires, mesurées ici par une expansion du bilan de la BCE, devraient dans un premier temps réduire β_0 et ensuite l'augmenter.

TABLEAU 2.6: Evolution de β_0 dans les pays étudiés

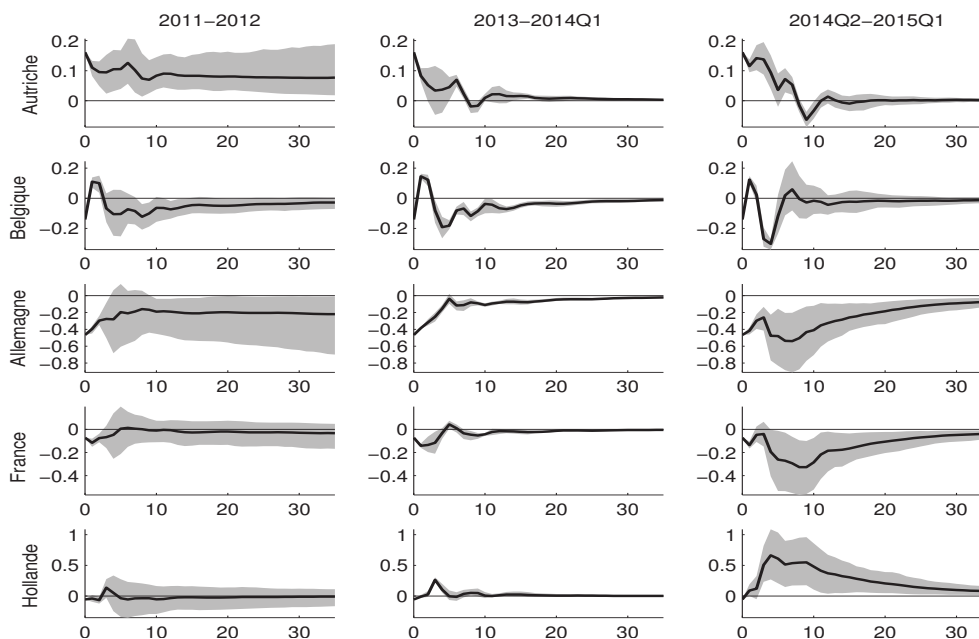
Ce tableau décrit les valeurs moyennes et l'écart-type (chiffres en italique) de β_0 entre 2010 et 2015. Les grandeurs sont en %.

	Autriche	Belgique	Allemagne	France	Pays-Bas	Euro
2010	3,782 <i>0,946</i>	3,950 <i>1,614</i>	1,949 <i>0,907</i>	3,235 <i>0,561</i>	3,293 <i>0,245</i>	2,567 <i>1,192</i>
2011	3,933 <i>1,577</i>	3,981 <i>1,370</i>	1,296 <i>0,488</i>	2,888 <i>0,805</i>	3,882 <i>0,725</i>	3,301 <i>0,584</i>
2012	4,359 <i>1,288</i>	3,851 <i>1,399</i>	0,694 <i>0,403</i>	3,042 <i>0,617</i>	3,103 <i>0,754</i>	2,106 <i>0,603</i>
2013	4,313 <i>0,936</i>	4,082 <i>1,500</i>	0,539 <i>0,274</i>	2,834 <i>0,848</i>	4,093 <i>0,630</i>	1,222 <i>0,705</i>
2014	4,181 <i>0,808</i>	4,155 <i>1,373</i>	0,892 <i>0,876</i>	2,965 <i>0,810</i>	3,278 <i>1,277</i>	1,139 <i>0,545</i>
2015	4,985 <i>2,057</i>	4,948 <i>2,374</i>	1,249 <i>0,606</i>	2,986 <i>0,573</i>	1,291 <i>0,850</i>	1,220 <i>0,304</i>

Le tableau 2.6 indique que le taux de très long-terme a, en moyenne, graduellement baissé entre 2010 et 2015 dans la zone euro. La situation est quelque différente dans les différents pays analysés puisqu'il existe de fortes différences dans les valeurs moyennes estimées. Les taux d'intérêt varient entre 3% et 4% dans les différents pays à l'exception de l'Allemagne. Toutefois, il convient de noter que la dispersion est très forte au cours des différentes années au regard de l'écart-type.

GRAPHIQUE 2.6: Effet de la taille du bilan sur les anticipations d'inflation

Ces graphiques sont les réponses de β_0 suite à un choc du bilan de la BCE. La courbe en noir foncé est la moyenne des effets sur la période. La bande grise désigne l'intervalle de confiance à 68%.



Le graphique 2.6 reporte les réponses de β_0 suite à un choc du bilan de la BCE. Il ressort qu'une expansion de la taille du bilan de la BCE abaisse tout d'abord les taux

longs en Allemagne, en France et en Belgique. Cette baisse est persistante en Allemagne, quelle que soit la période d'analyse. En France, la baisse des anticipations d'inflation est persistante au cours de la dernière période d'analyse alors qu'elle est de courte durée (moins de trois semaines) au cours des deux premières périodes.

En Autriche, un choc du bilan de la BCE accroît des anticipations d'inflation. Cette croissance décroît au fil du temps lorsque l'analyse est faite par sous-période. On obtient un comportement similaire aux Pays-Bas. Sur la première période, les anticipations d'inflation sont quasiment insensibles au choc de politique monétaire aux Pays-Bas. Toutefois, on note un accroissement persistant des anticipations d'inflation sur la dernière période d'analyse. Ces résultats relatifs aux Pays-Bas confirment la naissance d'anticipations de croissance et d'inflation cohérente avec un arrêt de la conduite des politiques monétaires non conventionnelles (graphique 2.3).

2.3.5 Sensibilité des résultats et synthèse

Nous avons montré qu'il existe une hétérogénéité (individuelle et temporelle) et un retard dans la transmission des politiques monétaires non conventionnelles. Afin de vérifier la robustesse de nos résultats, nous utilisons le montant hebdomadaire des refinancements à plus long terme (LTRO) comme un autre indicateur de la politique monétaire non conventionnelle. Les réponses impulsionnelles sont représentées par les graphiques 2.D.1, 2.D.2, 2.D.3 et 2.D.4 (en annexe). Globalement, l'usage d'un autre instrument de politique monétaire non conventionnelle ne modifie pas les résultats précédemment obtenus.

Les politiques monétaires non conventionnelles sont plus efficaces en Allemagne et en France si l'on s'intéresse aux effets de courte période ; c'est-à-dire rétablir la confiance sur les marchés et faire baisser les taux longs. Toutefois, si l'on s'intéresse aux effets de long-terme qui consistent à créer des anticipations d'inflation et de croissance, elles sont plus efficaces aux Pays-Bas et en Autriche. Ainsi, la définition de l'efficacité des politiques non conventionnelles peut faire l'objet d'une critique dans la mesure où les effets de court-terme peuvent contredire ceux de moyen et long termes⁶. Par ailleurs, la capacité des autorités monétaires à susciter des anticipations d'inflation est fonction de la perception des politiques non conventionnelles par les investisseurs et leur confiance

6. Cette remarque est également partagée par Kagraoka et Moussa (2013) sur le Japon.

en l'engagement de la banque centrale.

Cette section a analysé les effets des politiques monétaires non conventionnelles sur la courbe de taux à travers certaines de ses caractéristiques. Dans ce qui suit, nous complétons cette analyse par la mesure des effets de ces mesures sur la prime de risque.

2.4 Les politiques monétaires non conventionnelles ont-elles réduit la prime de risque ?

Au cours de la crise, il est apparu des différences notables entre les différents rendements des titres souverains des pays de la zone euro. Ces différences transparaissent dans les primes de risque des obligations. Par exemple, les primes de risque à maturité donnée sont devenues plus grandes et plus volatiles en 2008 en comparaison à 2007 dans la plupart des pays de la zone euro (cf. tableau 2.A.2 en annexe). Dans un premier temps, la mise en œuvre des mesures de politique monétaire non conventionnelle devrait permettre de réduire les primes de risque, lesquelles avaient explosé au plus fort de la crise. Nous analysons les effets directs des politiques non conventionnelles sur la prime de risque dans 11 pays (Autriche, Belgique, Allemagne, Espagne, France, Finlande, Grèce, Pays-Bas, Irlande, Italie, Portugal) de la zone euro à court, moyen et long termes. Toutefois, le nombre de pays peut différer suivant les maturités en fonction des données disponibles. La prime de risque de chaque pays est mesurée comme étant la différence entre le taux observé et la référence Euro à maturité donnée.

2.4.1 Effets sur la prime de risque à court et moyen-termes

Le tableau 2.7 synthétise les résultats de l'estimation des effets des politiques non conventionnelles sur les primes de court et moyen termes (1, 3, 5 et 7 ans). Les chiffres du tableau indiquent les maturités pour lesquelles, on met en évidence un effet significatif des mesures non conventionnelles. Les résultats détaillés sont présentés en annexe (tableaux 2.B.3, 2.B.5, 2.B.6 et 2.B.7).

Il ressort que la conduite des opérations spéciales de refinancement à plus long-terme a contribué à la baisse de la prime de risque à 3 ans en Allemagne, en Belgique et en Espagne. Le prolongement de la maturité des financements à plus long-terme, en réduisant la prime de risque sur le marché, a affecté les titres souverains. Les effets sont

TABLEAU 2.7: Effets des mesures non conventionnelles sur les primes de court et moyen termes

Ce tableau fait la synthèse de l'estimation des effets des mesures non conventionnelles sur les primes de risque. Les chiffres représentent les maturités pour lesquels on note un effet significatif des mesures non conventionnelles sur les primes de risque. Les résultats détaillés peuvent être consultés dans les tableaux 2.B.3, 2.B.5, 2.B.6 et 2.B.7.

	FRFA	OMT	LTRO	Swap	Collateral	EFSF	SMP	Covered	ABS
Allemagne			3						1
Autriche				7				1	
Belgique			3	7					
Espagne		3-5-7	3	3-5-7	5		3-5-7		
Finlande	1					1			1
France									
Grèce									
Pays-Bas				1-5-7	7				
Irlande		1					1		
Italie				5-7					
Portugal					1-7		1		

plus importants en Espagne et en Belgique en comparaison à l'Allemagne. Toutefois, ils se situent au niveau d'une maturité proche de celle des LTRO spéciales. Nos résultats sont proches de ceux de Aït-Sahalia et al. (2012), Darracq-Paries et De Santis (2015) et Hesse et Frank (2009).

Outre les LTRO, les accords de swap ont été bénéfiques à moyen terme (5-7 ans) en Autriche, en Belgique, en Espagne, aux Pays-Bas et en Italie. On note des effets similaires de la politique d'élargissement de l'éventail des garanties éligibles aux opérations de refinancement (collatéral) en Espagne, aux Pays-Bas et au Portugal. Les effets sont plus importants dans les pays les plus affectés par la crise à savoir l'Espagne, l'Italie et le Portugal. Des résultats similaires sont obtenus par Eser et Schwaab (2016) pour une maturité de 5 ans en analysant les programmes d'achat de la BCE. Même si, dans notre cas, on ne détecte aucun effet significatif des programmes d'achat des obligations (SMP), l'annonce de ces programmes d'achat est pris en compte dans la variable collatéral. En outre, l'achat des obligations sécurisées et des titres adossés à des actifs ont également eu des effets sur les primes de court-terme respectivement en Autriche et en Allemagne puis en Finlande.

Malgré la forte dégradation de la note souveraine du Portugal et de l'Irlande, la BCE a maintenu, à titre dérogatoire, l'éligibilité des titres émis par ses Etats à ses opérations de refinancement. Cette mesure peut expliquer les résultats au Portugal et en Irlande.

2.4.2 Effets des politiques sur la prime de risque à long terme

Les effets des politiques monétaires non conventionnelles sur la prime de risque à 10 et 15 ans sont synthétisés dans le tableau 2.8, les résultats détaillés étant présentés dans les tableaux 2.B.8 et 2.B.4 en annexe.

TABLEAU 2.8: Effets des mesures non conventionnelles sur la prime de long terme

Ce tableau fait la synthèse de l'estimation des effets des mesures non conventionnelles sur les primes de risque. Les chiffres représentent les maturités pour lesquels on note un effet significatif des mesures non conventionnelles sur les primes de risque. Les résultats détaillés peuvent être consultés dans les tableaux 2.B.8 et 2.B.4.

	FRFA	OMT	LTRO	Swap	Collateral	EFSF	SMP	Covered	ABS
Allemagne									
Autriche				15	10				
Belgique				15	15				
Espagne		10-15		10					
Finlande									
France									
Grèce		10							
Pays-Bas									
Irlande									
Italie									
Portugal					10				

Deux programmes relatifs aux actifs (OMT, collatéral) sont efficaces dans la zone euro. En effet, la mise en œuvre de l'opération monétaire sur titres (OMT) a réduit de façon significative la prime de risque en Grèce et en Espagne. Ces deux pays font partie des pays ciblés par ce programme initié par la BCE. L'élargissement de la palette d'actifs admis comme collatéraux a été efficace en Autriche et au Portugal. En outre, on note une efficacité des accords swap en Autriche, en Belgique et en Espagne.

2.4.3 Effets des politiques sur la prime de risque à très long terme

L'analyse des effets des politiques non conventionnelles sur la prime de risque à 30 ans (tableau 2.9) montre que quatre programmes (OMT, LTRO, Swap, Collatéral) ont été efficaces dans cinq pays (Autriche, Belgique, France, Grèce, Espagne).

Les OMT sont efficaces en Espagne et en Grèce. Ces effets sont plutôt liés aux annonces de ces mesures (Altavilla et al., 2016) puisqu'elles n'ont jamais été activées. Une partie de ces effets peut être attribuable à la mise en place du mécanisme européen de stabilité au cours de la crise.

L'apport de liquidité via les LTRO ou le Swap a contribué à réduire la prime de risque en Autriche, en Belgique et en Espagne.

TABLEAU 2.9: Effets des politiques non conventionnelles sur la prime de 30 ans

Ce tableau reporte les coefficients β' dans chaque pays et pour chaque instrument de politique monétaire non conventionnelle. Une valeur négative et significative de β' signifie que la politique a été efficace dans le pays. Les estimations sont effectuées sur la période juin 2007 à décembre 2014, à fréquence journalière, en utilisant l'approche de Newey-West avec un retard d'ordre $N = 5$. Nous intégrons également des dummy pour tenir compte des effets liés au jour. Les erreurs-types sont entre-parenthèses. *** Significatif à 1%, ** Significatif à 5%, et * Significatif à 10%.

	FRFA	OMT	LTRO	Swap	Collateral	SMP	Covered	ABS
Autriche	0.001 (0.001)	0.001 (0.001)	-0.006* (0.004)	0.005 (0.017)	-0.025 (0.024)	0.000 (0.000)	0.001 (0.002)	0.001 (0.002)
Belgique	0.002 (0.002)	-0.000 (0.002)	-0.030* (0.016)	-0.038* (0.023)	-0.045* (0.027)	0.003 (0.003)	-0.000 (0.002)	0.000 (0.000)
France	0.001 (0.001)	-0.000 (0.001)	-0.013 (0.011)	-0.007 (0.014)	-0.035** (0.017)	0.002 (0.002)	0.000 (0.002)	0.002 (0.002)
Allemagne	-0.000 (0.001)	0.000 (0.001)	-0.015 (0.010)	-0.007 (0.013)	-0.016 (0.019)	-0.001 (0.001)	0.001 (0.001)	0.001 (0.002)
Grèce	-0.010 (0.021)	-0.029*** (0.009)	0.162* (0.097)	-0.021 (0.090)	-0.478 (0.365)	0.034 (0.028)	0.002 (0.028)	0.016 (0.040)
Pays-Bas	-0.000 (0.001)	0.000 (0.001)	-0.013 (0.009)	-0.017 (0.012)	-0.025 (0.017)	-0.000 (0.001)	0.001 (0.001)	0.002 (0.002)
Italie	0.003 (0.003)	-0.003 (0.003)	0.007 (0.024)	-0.029 (0.034)	-0.032 (0.055)	0.007* (0.004)	-0.000 (0.004)	-0.002 (0.013)
Espagne	0.001 (0.003)	-0.006** (0.003)	-0.014 (0.024)	-0.061* (0.032)	-0.066 (0.056)	0.007 (0.005)	0.005 (0.004)	-0.008 (0.011)

Les Etats belges et espagnols ont le plus bénéficié des programmes de la BCE au regard des résultats en terme de réduction de la prime de risque de très long terme. La prime de risque dans ces deux pays s'est réduite à la suite de la mise en œuvre d'au moins deux politiques. Toutefois, les effets sont plus importants en Belgique qu'en Espagne.

À la différence de la littérature qui conclue à l'efficacité des programmes d'achat des actifs dans la zone euro (ex. De Pooter et al., 2015 ; Eser et Schwaab, 2016 ; Manganelli, 2012), on ne distingue aucun effet direct des différents programmes d'achat (SMP, Covered et ABS) mais plutôt des effets de l'élargissement des actifs admis en tant que collatéral.

2.5 Conclusion

Dans la transmission des mesures de politique monétaire non conventionnelle, les anticipations jouent un rôle très important. En effet, ces mesures reposent sur la capacité des agents économiques à intégrer les effets positifs des engagements de la banque centrale. Ce chapitre a analysé les effets des mesures de politique monétaire non conventionnelle sur les anticipations des investisseurs et à la capacité de ses mesures à réduire la prime de risque sur les titres souverains. Nous avons, à cet effet, utilisé les paramètres qui déterminent théoriquement la courbe des taux comme le point de départ de notre analyse.

Nous concluons que bien que les politiques conduites par la BCE au cours de la crise ont permis de stabiliser les différents marchés financiers, leurs effets sur la courbe de taux ont été fragilisés par les crises survenues depuis la fin de l'année 2009 au sein de la zone euro. En outre, la transmission des politiques non conventionnelles est hétérogène et non instantanée. Elle s'effectue avec un retard et les effets varient dans le temps. Les politiques monétaires non conventionnelles sont plus efficaces en Allemagne et en France si l'on s'intéresse aux effets de courte période qui consistent à rétablir la confiance sur les marchés et à faire baisser les taux longs. Toutefois, si l'on s'intéresse aux effets de long-terme qui consistent à créer des anticipations d'inflation et de croissance, elles sont plus efficaces aux Pays-Bas et en Autriche. Les effets des politiques dépendent fortement de la perception des agents économiques. Nos résultats sont, dès lors, cohérents avec le canal des anticipations ou du signal.

L'examen de la prime de risque montre que les baisses enregistrées dans la zone euro sont imputables aux accords de swap, à l'opération monétaire sur titres et aux conditions de refinancement auprès de la BCE. En effet, les accords de swap ont contribué à la baisse de la prime de risque dans au moins un pays de l'échantillon analysé, quelle que soit la maturité. Les effets sont, toutefois, plus importants entre 5 et 15 ans. Le prolongement de la maturité des LTRO a permis de réduire la prime de risque à 3 ans. Outre ces deux programmes d'apport de liquidité, l'achat des actifs ou l'élargissement de la gamme d'actifs admis comme collatéraux a contribué à réduire la prime de risque sur les obligations d'Etat en évitant la pénurie de titres éligibles. Selon cette logique, les mesures exceptionnelles prises par la BCE en faveur de la Grèce, l'Irlande et l'Espagne ont été efficaces pour ces pays. Nos résultats mettent en exergue les effets de liquidité des mesures de politique monétaire non conventionnelle.

Les mesures de politique monétaire non conventionnelle par leurs effets de liquidité et sur les anticipations des investisseurs devraient avoir des implications macroéconomiques et financières très importantes. D'une part, ces mesures devraient fait monter le prix des actifs et baisser leur rendement avec des effets au-delà des actifs ciblés par les banques centrales (Krishnamurthy et Vissing-Jorgensen, 2011). Une première implication est la baisse des taux d'intérêt exigés sur les nouvelles émissions de titres et une incitation des investisseurs à se tourner vers d'autres actifs (privés) plus disponibles et rémunérateurs. La demande de ces titres fera également baisser le rendement exigé sur ces derniers. Ensuite, ces mesures permettront aux banques d'augmenter le volume de crédit aux

entreprises (*effet de réallocation de portefeuille*). D'autre part, les mesures non conventionnelles, en restaurant la confiance, feront baisser les coûts de financement et stimuler la demande globale. La dépréciation du taux de change qui accompagne les mesures de politique monétaire non conventionnelle devrait renforcer les effets sur la demande. La seconde partie de cette thèse est consacrée à l'analyse de ces effets macroéconomiques et financiers des mesures de politique monétaire non conventionnelle.

Annexes

A Caractéristiques de la courbe des taux et statistiques descriptives

TABLEAU 2.A.1: Caractéristiques de $r(m)$

Ce tableau présente les composantes de $r(m)$, leurs limites et leur dérivées première ($r'(m)$) et seconde ($r''(m)$).

$r(m)$	β_0	$\beta_1 \exp\left(-\frac{m}{\tau_1}\right)$	$\beta_2 \left(\frac{m}{\tau_1}\right) \exp\left(-\frac{m}{\tau_1}\right)$	$\beta_3 \left(\frac{m}{\tau_2}\right) \exp\left(-\frac{m}{\tau_2}\right)$
$\lim_{m \rightarrow 0} r(m)$	β_0	β_1	0	0
$\lim_{m \rightarrow +\infty} r(m)$	β_0	0	0	0
$r'(m)$	0	$-\frac{\beta_1}{\tau_1} \exp\left(-\frac{m}{\tau_1}\right)$	$\frac{\beta_2}{\tau_1} \left(1 - \frac{m}{\tau_1}\right) \exp\left(-\frac{m}{\tau_1}\right)$	$\frac{\beta_3}{\tau_2} \left(1 - \frac{m}{\tau_2}\right) \exp\left(-\frac{m}{\tau_2}\right)$
$r''(m)$	0	$\frac{\beta_1}{\tau_1^2} \exp\left(-\frac{m}{\tau_1}\right)$	$-\frac{\beta_2}{\tau_1^2} \left(2 - \frac{m}{\tau_1}\right) \exp\left(-\frac{m}{\tau_1}\right)$	$-\frac{\beta_3}{\tau_2^2} \left(2 - \frac{m}{\tau_2}\right) \exp\left(-\frac{m}{\tau_2}\right)$

TABLEAU 2.A.2: Prime de risque en 2007 et 2008 dans certains pays de la zone euro

Ce tableau présente les primes moyennes et leurs écarts-types (valeurs en italiques) par pays, suivant les années et les maturités.

	Autriche	Belgique	Finlande	France	Allemagne	Grèce	Pays-Bas	Italie	Irlande	Espagne	Portugal
1 an											
2007	0,14			0,12	0,13			0,15	0,38	0,14	0,51
	<i>0,02</i>			<i>0,03</i>	<i>0,03</i>			<i>0,04</i>	<i>0,09</i>	<i>0,04</i>	<i>0,07</i>
2008	0,18			0,06	0,03			0,24	0,86	0,11	0,91
	<i>0,13</i>			<i>0,11</i>	<i>0,16</i>			<i>0,14</i>	<i>0,64</i>	<i>0,09</i>	<i>0,53</i>
3 ans											
2007	0,11	0,09	0,52	0,06			0,07	0,19		0,08	0,15
	<i>0,08</i>	<i>0,02</i>	<i>0,17</i>	<i>0,03</i>			<i>0,03</i>	<i>0,04</i>		<i>0,03</i>	<i>0,03</i>
2008	0,26	0,05	0,94	-0,07			0,06	0,48	0,79	0,25	0,34
	<i>0,12</i>	<i>0,08</i>	<i>0,37</i>	<i>0,12</i>			<i>0,06</i>	<i>0,26</i>	<i>0,15</i>	<i>0,11</i>	<i>0,16</i>
5 ans											
2007	0,11	0,13	0,11	0,1	-0,09	0,23	0,08	0,21	0,14	0,12	0,15
	<i>0,02</i>	<i>0,02</i>	<i>0,03</i>	<i>0,03</i>	<i>0,11</i>	<i>0,03</i>	<i>0,03</i>	<i>0,03</i>	<i>0,02</i>	<i>0,03</i>	<i>0,02</i>
2008	0,14	0,24	0,05	0,07	-0,14	0,66	0,04	0,43	0,23	0,2	0,32
	<i>0,07</i>	<i>0,08</i>	<i>0,13</i>	<i>0,11</i>	<i>0,19</i>	<i>0,43</i>	<i>0,1</i>	<i>0,17</i>	<i>0,13</i>	<i>0,1</i>	<i>0,15</i>
7 ans											
2007	0,09	0,16	0,1		0,04		0,05	0,18	0,06	0,06	0,14
	<i>0,03</i>	<i>0,03</i>	<i>0,02</i>		<i>0,04</i>		<i>0,04</i>	<i>0,03</i>	<i>0,04</i>	<i>0,05</i>	<i>0,03</i>
2008	0,07	0,26	0,02		-0,14		0,00	0,34	0,25	0,14	0,23
	<i>0,08</i>	<i>0,07</i>	<i>0,08</i>		<i>0,15</i>		<i>0,1</i>	<i>0,13</i>	<i>0,12</i>	<i>0,08</i>	<i>0,1</i>
10 ans											
2007	0,06	0,11	0,06	0,06	-0,03	0,26	0,06	0,25	0,08	0,07	0,21
	<i>0,03</i>	<i>0,02</i>	<i>0,04</i>	<i>0,03</i>	<i>0,05</i>	<i>0,03</i>	<i>0,03</i>	<i>0,03</i>	<i>0,04</i>	<i>0,03</i>	<i>0,03</i>
2008	0,11	0,29	0,05	-0,02	-0,25	0,54	-0,01	0,41	0,22	0,12	0,28
	<i>0,05</i>	<i>0,28</i>	<i>0,07</i>	<i>0,08</i>	<i>0,17</i>	<i>0,33</i>	<i>0,06</i>	<i>0,12</i>	<i>0,13</i>	<i>0,07</i>	<i>0,07</i>
15 ans											
2007	0,13				0,07					-0,41	
	<i>0,03</i>				<i>0,03</i>					<i>0,1</i>	
2008	0,2				0,01					-0,28	
	<i>0,07</i>				<i>0,08</i>					<i>0,35</i>	
30 ans											
2007	0,05		-0,01	-0,08	0,3	-0,02	0,3			0,04	
	<i>0,03</i>		<i>0,04</i>	<i>0,05</i>	<i>0,04</i>	<i>0,05</i>	<i>0,04</i>			<i>0,04</i>	
2008	0,04		-0,12	-0,25	0,53	-0,15	0,41			0,06	
	<i>0,12</i>		<i>0,11</i>	<i>0,12</i>	<i>0,45</i>	<i>0,11</i>	<i>0,3</i>			<i>0,15</i>	

B Résultats de l'évaluation de l'hypothèse 2.2.2

TABLEAU 2.B.3: Effets des politiques non conventionnelles sur la prime de 1 an

Ce tableau reporte les coefficients β' dans chaque pays et pour chaque instrument de politique monétaire non conventionnelle. Une valeur négative et significative de β' signifie que la politique a été efficace dans le pays. Les estimations sont effectuées sur la période juin 2007 à décembre 2014, à fréquence journalière, en utilisant l'approche de Newey-West avec un retard d'ordre $N = 5$. Nous intégrons également des dummy pour tenir compte des effets liés au jour. Les erreurs-types sont entre-parenthèses. *** Significatif à 1%, ** Significatif à 5%, et * Significatif à 10%.

	FRFA	OMT	LTRO	Swap	Collateral	SMP	Covered	ABS
Belgique	-0.000 (0.002)	-0.000 (0.002)	-0.020 (0.018)	-0.085** (0.036)	-0.019 (0.033)	0.000 (0.005)	-0.003 (0.004)	-0.001 (0.001)
Finlande	-0.003*** (0.001)	-0.001 (0.001)	0.000 (0.011)	0.012 (0.011)	0.003 (0.008)	-0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.002** (0.001)
France	0.000 (0.001)	-0.000 (0.001)	0.001 (0.010)	-0.030 (0.024)	-0.002 (0.010)	0.001 (0.001)	-0.000 (0.001)	-0.001 (0.001)
Allemagne	-0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)	0.007 (0.008)	-0.012 (0.025)	0.003 (0.009)	-0.000 (0.001)	-0.000 (0.001)	-0.003*** (0.001)
Pays-Bas	-0.001 (0.001)	-0.000 (0.001)	-0.004 (0.008)	0.010 (0.011)	0.007 (0.008)	-0.000 (0.001)	-0.000 (0.001)	-0.001 (0.001)
Italie	0.006 (0.005)	-0.001 (0.003)	-0.037 (0.026)	-0.101** (0.049)	-0.059 (0.082)	0.008 (0.007)	-0.003 (0.006)	0.000 (0.007)
Irlande	-0.002 (0.006)	-0.010** (0.005)	0.028 (0.045)	-0.042 (0.108)	-0.160 (0.123)	0.005 (0.011)	-0.008 (0.006)	0.002 (0.011)
Espagne	0.005 (0.005)	-0.003 (0.003)	-0.005 (0.025)	-0.056 (0.051)	-0.147 (0.103)	0.009 (0.007)	0.004 (0.007)	0.003 (0.004)
Portugal	0.007 (0.008)	-0.011 (0.007)	0.063 (0.041)	-0.011 (0.134)	-0.239* (0.123)	0.018 (0.013)	-0.002 (0.012)	-0.003 (0.013)

TABLEAU 2.B.4: Effets des politiques non conventionnelles sur la prime de 15 ans

Ce tableau reporte les coefficients β' dans chaque pays et pour chaque instrument de politique monétaire non conventionnelle. Une valeur négative et significative de β' signifie que la politique a été efficace dans le pays. Les estimations sont effectuées sur la période juin 2007 à décembre 2014, à fréquence journalière, en utilisant l'approche de Newey-West avec un retard d'ordre $N = 5$. Nous intégrons également des dummy pour tenir compte des effets liés au jour. Les erreurs-types sont entre-parenthèses. *** Significatif à 1%, ** Significatif à 5%, et * Significatif à 10%.

	FRFA	OMT	LTRO	Swap	Collateral	SMP	Covered	ABS
Autriche	-0.002 (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.010 (0.009)	-0.028** (0.013)	-0.015 (0.014)	0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)	0.000 (0.004)
Belgique	0.001 (0.002)	-0.000 (0.001)	-0.018 (0.013)	-0.042* (0.022)	-0.044* (0.023)	0.003 (0.003)	-0.001 (0.003)	0.000 (0.000)
Allemagne	0.001 (0.001)	0.001 (0.001)	0.003 (0.007)	0.021* (0.011)	0.015 (0.013)	-0.000 (0.001)	0.001 (0.001)	0.001 (0.002)
Grèce	-0.007 (0.031)	-0.007 (0.031)	0.063 (0.121)	0.000 (0.000)	-0.232 (0.229)	0.000 (0.000)	-0.006 (0.030)	-0.003 (0.054)
Espagne	0.002 (0.003)	-0.006* (0.003)	-0.005 (0.026)	-0.062 (0.041)	-0.081 (0.065)	0.009* (0.005)	0.006 (0.004)	-0.005 (0.009)

TABLEAU 2.B.5: Effets des politiques non conventionnelles sur la prime de 3 ans

Ce tableau reporte les coefficients β' dans chaque pays et pour chaque instrument de politique monétaire non conventionnelle. Une valeur négative et significative de β' signifie que la politique a été efficace dans le pays. Les estimations sont effectuées sur la période juin 2007 à décembre 2014, à fréquence journalière, en utilisant l'approche de Newey-West avec un retard d'ordre $N = 5$. Nous intégrons également des dummy pour tenir compte des effets liés au jour. Les erreurs-types sont entre-parenthèses. *** Significatif à 1%, ** Significatif à 5%, et * Significatif à 10%.

	FRFA	OMT	LTRO	Swap	Collateral	SMP	Covered	ABS
Autriche	-0.000 (0.001)	0.002 (0.001)	-0.004 (0.003)	0.004 (0.006)	-0.011 (0.011)	-0.004 (0.007)	-0.002* (0.001)	0.001 (0.001)
Belgique	-0.001 (0.002)	-0.001 (0.002)	-0.031** (0.015)	-0.030 (0.030)	-0.014 (0.027)	0.001 (0.004)	-0.004 (0.003)	0.001 (0.002)
Finlande	-0.001 (0.001)	-0.000 (0.001)	0.005 (0.014)	-0.003 (0.009)	0.017 (0.017)	-0.000 (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)
France	0.001 (0.002)	-0.003 (0.002)	0.020 (0.019)	0.029 (0.019)	0.030 (0.030)	-0.000 (0.002)	-0.001 (0.002)	-0.006 (0.006)
Allemagne	-0.000 (0.001)	0.000 (0.001)	-0.013* (0.007)	0.014 (0.012)	0.006 (0.008)	-0.000 (0.001)	0.000 (0.001)	-0.000 (0.001)
Grèce	-0.067 (0.052)	-0.067 (0.052)	-0.392 (0.328)	0.000 (0.000)	-0.172 (0.648)	0.000 (0.000)	0.063 (0.085)	0.157 (0.149)
Pays-Bas	0.001 (0.001)	0.000 (0.001)	-0.005 (0.007)	0.002 (0.008)	0.007 (0.011)	0.000 (0.001)	0.000 (0.001)	0.000 (0.001)
Italie	0.005 (0.004)	-0.002 (0.003)	-0.029 (0.034)	-0.058 (0.049)	-0.066 (0.082)	0.010 (0.007)	-0.001 (0.006)	0.006 (0.008)
Irlande	0.003 (0.016)	-0.002 (0.011)	-0.018 (0.159)	-0.138 (0.307)	-0.365 (0.289)	0.012 (0.021)	-0.008 (0.014)	0.002 (0.009)
Espagne	0.000 (0.004)	-0.006* (0.003)	-0.052* (0.031)	-0.106** (0.051)	-0.122 (0.086)	0.008 (0.006)	0.005 (0.007)	0.001 (0.007)
Portugal	0.005 (0.014)	-0.007 (0.010)	-0.084 (0.100)	-0.170 (0.297)	-0.316 (0.230)	0.019 (0.025)	-0.018 (0.021)	0.001 (0.011)

TABLEAU 2.B.6: Effets des politiques non conventionnelles sur la prime de 5 ans

Ce tableau reporte les coefficients β' dans chaque pays et pour chaque instrument de politique monétaire non conventionnelle. Une valeur négative et significative de β' signifie que la politique a été efficace dans le pays. Les estimations sont effectuées sur la période juin 2007 à décembre 2014, à fréquence journalière, en utilisant l'approche de Newey-West avec un retard d'ordre $N = 5$. Nous intégrons également des dummy pour tenir compte des effets liés au jour. Les erreurs-types sont entre-parenthèses. *** Significatif à 1%, ** Significatif à 5%, et * Significatif à 10%.

	FRFA	OMT	LTRO	Swap	Collateral	SMP	Covered	ABS
Autriche	0.000 (0.001)	0.000 (0.001)	-0.008 (0.009)	-0.006 (0.021)	-0.014 (0.016)	0.000 (0.002)	-0.001 (0.002)	0.001 (0.001)
Belgique	0.001 (0.002)	0.000 (0.001)	-0.013 (0.013)	-0.039 (0.027)	-0.016 (0.026)	0.002 (0.004)	-0.002 (0.003)	0.001 (0.002)
Finlande	0.001 (0.001)	0.001 (0.001)	-0.006 (0.008)	-0.026 (0.018)	-0.001 (0.010)	0.001 (0.001)	-0.000 (0.001)	0.007* (0.004)
France	0.002* (0.001)	0.001 (0.001)	-0.001 (0.017)	-0.014 (0.010)	0.005 (0.011)	0.002 (0.002)	0.001 (0.001)	0.001 (0.001)
Allemagne	-0.000 (0.001)	0.000 (0.001)	-0.010 (0.007)	-0.005 (0.011)	0.010 (0.011)	-0.001 (0.001)	0.001 (0.001)	-0.000 (0.001)
Grèce	0.060*** (0.025)	0.000 (0.000)	0.057 (0.108)	-0.042 (0.466)	-0.145 (0.454)	0.092*** (0.032)	0.063* (0.034)	0.000 (0.000)
Pays-Bas	0.001 (0.001)	0.000 (0.001)	-0.002 (0.007)	-0.021** (0.009)	0.003 (0.015)	0.001 (0.001)	0.001 (0.001)	-0.000 (0.001)
Italie	0.005 (0.004)	-0.003 (0.003)	-0.015 (0.033)	-0.099** (0.046)	-0.043 (0.071)	0.010* (0.006)	-0.000 (0.005)	0.007 (0.008)
Irlande	0.012 (0.009)	-0.001 (0.007)	0.047 (0.061)	-0.051 (0.147)	-0.303 (0.186)	0.014 (0.016)	0.000 (0.010)	0.009 (0.007)
Espagne	0.004 (0.004)	-0.006* (0.003)	-0.015 (0.030)	-0.091** (0.045)	-0.124* (0.072)	0.010* (0.005)	0.007 (0.005)	0.002 (0.008)
Portugal	0.006 (0.012)	-0.008 (0.009)	0.007 (0.090)	-0.086 (0.186)	-0.246 (0.176)	0.025 (0.020)	-0.013 (0.018)	0.006 (0.014)

TABLEAU 2.B.7: Effets des politiques non conventionnelles sur la prime de 7 ans

Ce tableau reporte les coefficients β' dans chaque pays et pour chaque instrument de politique monétaire non conventionnelle. Une valeur négative et significative de β' signifie que la politique a été efficace dans le pays. Les estimations sont effectuées sur la période juin 2007 à décembre 2014, à fréquence journalière, en utilisant l'approche de Newey-West avec un retard d'ordre $N = 5$. Nous intégrons également des dummy pour tenir compte des effets liés au jour. Les erreurs-types sont entre-parenthèses. *** Significatif à 1%, ** Significatif à 5%, et * Significatif à 10%.

	FRFA	OMT	LTRO	Swap	Collateral	SMP	Covered	ABS
Autriche	-0.000 (0.001)	-0.000 (0.001)	0.006 (0.014)	-0.029*** (0.011)	-0.017 (0.015)	0.001 (0.002)	-0.002 (0.002)	0.000 (0.004)
Belgique	0.002 (0.002)	-0.000 (0.001)	-0.016 (0.013)	-0.045* (0.026)	-0.017 (0.023)	0.003 (0.003)	-0.001 (0.002)	0.006 (0.004)
Finlande	-0.000 (0.001)	0.000 (0.001)	-0.010 (0.006)	0.004 (0.017)	-0.015 (0.010)	-0.000 (0.001)	0.000 (0.001)	0.008 (0.005)
Allemagne	-0.000 (0.001)	0.001 (0.001)	-0.001 (0.008)	-0.002 (0.011)	0.008 (0.012)	-0.001 (0.001)	0.001 (0.001)	0.002 (0.003)
Pays-Bas	0.001 (0.001)	0.001 (0.001)	-0.005 (0.006)	-0.018** (0.009)	-0.015* (0.008)	0.000 (0.001)	0.001 (0.001)	0.007 (0.006)
Italie	0.006* (0.004)	-0.003 (0.003)	-0.008 (0.030)	-0.092** (0.043)	-0.028 (0.065)	0.010* (0.005)	0.001 (0.004)	0.002 (0.008)
Irlande	0.005 (0.007)	-0.005 (0.005)	0.013 (0.047)	-0.079 (0.120)	-0.209 (0.150)	0.012 (0.013)	-0.001 (0.008)	0.040 (0.032)
Espagne	0.006 (0.004)	-0.005* (0.003)	-0.016 (0.032)	-0.077** (0.038)	-0.104 (0.071)	0.010* (0.005)	0.008 (0.005)	-0.000 (0.008)
Portugal	0.005 (0.011)	-0.010 (0.008)	-0.003 (0.085)	-0.161 (0.213)	-0.305* (0.184)	0.025 (0.019)	-0.007 (0.017)	-0.002 (0.015)

TABLEAU 2.B.8: Effets des politiques non conventionnelles sur la prime de 10 ans

Ce tableau reporte les coefficients β' dans chaque pays et pour chaque instrument de politique monétaire non conventionnelle. Une valeur négative et significative de β' signifie que la politique a été efficace dans le pays. Les estimations sont effectuées sur la période juin 2007 à décembre 2014, à fréquence journalière, en utilisant l'approche de Newey-West avec un retard d'ordre $N = 5$. Nous intégrons également des dummy pour tenir compte des effets liés au jour. Les erreurs-types sont entre-parenthèses. *** Significatif à 1%, ** Significatif à 5%, et * Significatif à 10%.

	FRFA	OMT	LTRO	Swap	Collateral	SMP	Covered	ABS
Autriche	0.000 (0.001)	0.000 (0.001)	-0.005 (0.011)	-0.008 (0.010)	-0.023** (0.011)	0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)	0.001 (0.002)
Belgique	0.002 (0.002)	0.000 (0.001)	-0.013 (0.015)	-0.019 (0.032)	-0.026 (0.023)	0.003 (0.003)	-0.001 (0.002)	0.009 (0.006)
Finlande	0.001 (0.001)	0.001 (0.001)	0.005 (0.006)	-0.005 (0.008)	-0.000 (0.010)	-0.000 (0.001)	0.001 (0.001)	0.007* (0.004)
France	0.001* (0.001)	0.000 (0.001)	-0.008 (0.009)	-0.012 (0.012)	-0.011 (0.013)	0.002 (0.001)	0.000 (0.001)	-0.001 (0.002)
Allemagne	-0.000 (0.001)	0.001 (0.001)	-0.011 (0.008)	-0.002 (0.012)	0.002 (0.012)	-0.001 (0.001)	0.001 (0.001)	-0.000 (0.001)
Grèce	-0.013 (0.039)	-0.035** (0.015)	0.182** (0.082)	-0.282 (0.289)	-1.382 (0.923)	0.040 (0.054)	-0.009 (0.052)	0.062 (0.110)
Pays-Bas	0.001 (0.001)	0.001 (0.001)	0.001 (0.007)	-0.013 (0.009)	-0.010 (0.011)	0.000 (0.001)	0.001 (0.001)	0.001 (0.001)
Italie	0.005 (0.003)	-0.003 (0.003)	-0.015 (0.031)	-0.060 (0.038)	-0.034 (0.063)	0.009* (0.005)	0.000 (0.004)	0.000 (0.008)
Irlande	0.002 (0.006)	-0.005 (0.005)	0.028 (0.039)	-0.064 (0.101)	-0.185 (0.124)	0.009 (0.011)	-0.003 (0.006)	0.009 (0.009)
Espagne	0.002 (0.003)	-0.007** (0.003)	-0.023 (0.030)	-0.080** (0.039)	-0.090 (0.065)	0.009* (0.005)	0.005 (0.004)	-0.006 (0.006)
Portugal	0.011 (0.008)	-0.007 (0.007)	0.057 (0.040)	-0.041 (0.131)	-0.270** (0.122)	0.022* (0.013)	0.002 (0.012)	0.004 (0.016)

C Analyse d'événement à l'introduction du *forward guidance*

TABLEAU 2.C.9: Variations des indicateurs autour de l'introduction du forward guidance

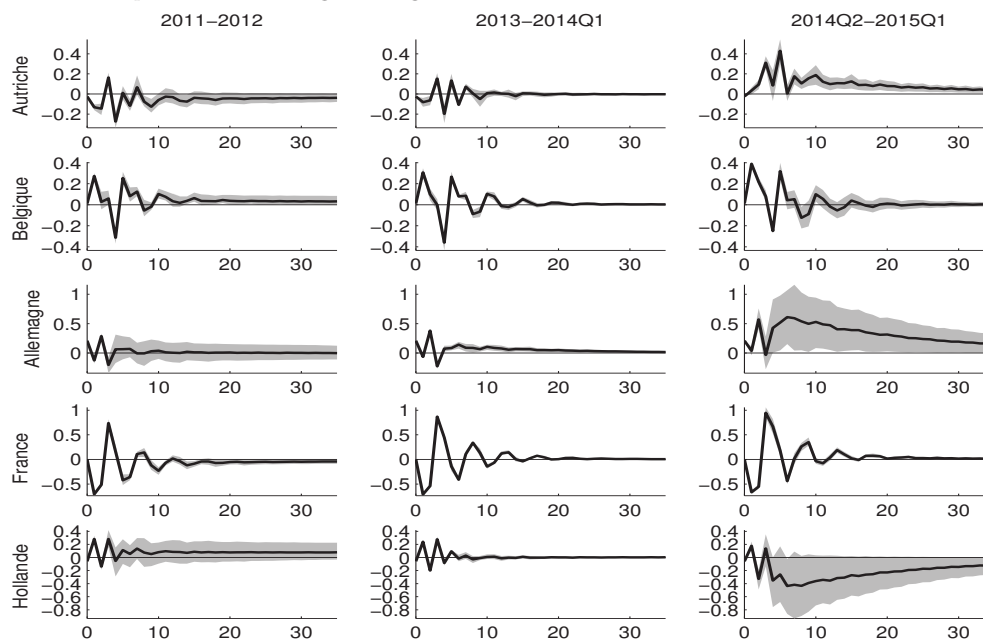
Ce tableau présente les résultats de l'analyse d'événement conduite suivant des fenêtres de 2 (± 1), 5 (± 2), 7 (± 3), 9 (± 4) et 11 (± 5) jours autour de la date d'annonce du *forward guidance* dans la zone euro. Cette analyse porte sur les différents paramètres de la courbe des taux. Pour chaque fenêtre, la variation totale est en gras et la T-stat en en italique.

Fenêtre (en jours)	Rendements des obligations							Indicateurs de durée				Autres paramètres de la courbe			
	1	3	5	10	15	20	30	β_0	τ_2	$R(\tau_2)$	SL	β_1	β_2	β_3	τ_1
Comparaison par rapport aux indicateurs moyens sur la période 03/06/2013-26/06/2013															
2	- 0,12	- 0,09	0,04	0,26	0,21	0,10	0,04	1,50	- 1,85	- 0,42	8,65	- 1,53	- 2,05	- 1,78	- 2,61
	- 3,56	- 1,81	0,86	4,18	2,83	1,31	0,57	33,24	- 19,80	- 6,53	7,45	- 32,50	- 39,08	- 31,72	- 69,67
4	- 0,21	- 0,16	0,07	0,47	0,41	0,23	0,12	2,55	- 3,15	- 0,72	15,31	- 2,57	- 3,43	- 2,99	- 4,36
	- 3,95	- 1,82	0,90	7,17	4,77	2,53	1,65	31,28	- 18,43	- 5,80	6,98	- 28,88	- 60,17	- 51,38	- 89,41
6	- 0,28	- 0,21	0,12	0,67	0,59	0,33	0,18	3,62	- 4,38	- 0,98	21,22	- 3,64	- 4,82	- 4,21	- 6,11
	- 3,78	- 1,50	0,92	8,32	6,69	3,62	2,28	23,60	- 17,77	- 4,93	6,96	- 21,14	- 57,15	- 55,06	- 88,90
8	- 0,34	- 0,22	0,21	0,91	0,80	0,46	0,28	4,73	- 5,59	- 1,19	26,82	- 4,76	- 6,17	- 5,39	- 7,86
	- 3,50	- 1,18	1,14	8,46	8,43	4,87	3,13	22,90	- 18,97	- 4,51	7,06	- 20,59	- 54,02	- 54,84	- 112,16
10	- 0,39	- 0,25	0,26	1,07	0,93	0,53	0,34	5,83	- 6,68	- 1,41	31,76	- 5,87	- 7,58	- 6,63	- 9,50
	- 3,68	- 1,19	1,27	9,05	9,19	5,36	3,54	24,34	- 19,24	- 4,74	7,48	- 21,71	- 59,14	- 61,18	- 90,64

D Résultats du modèle TVP-FAVAR avec le LTRO

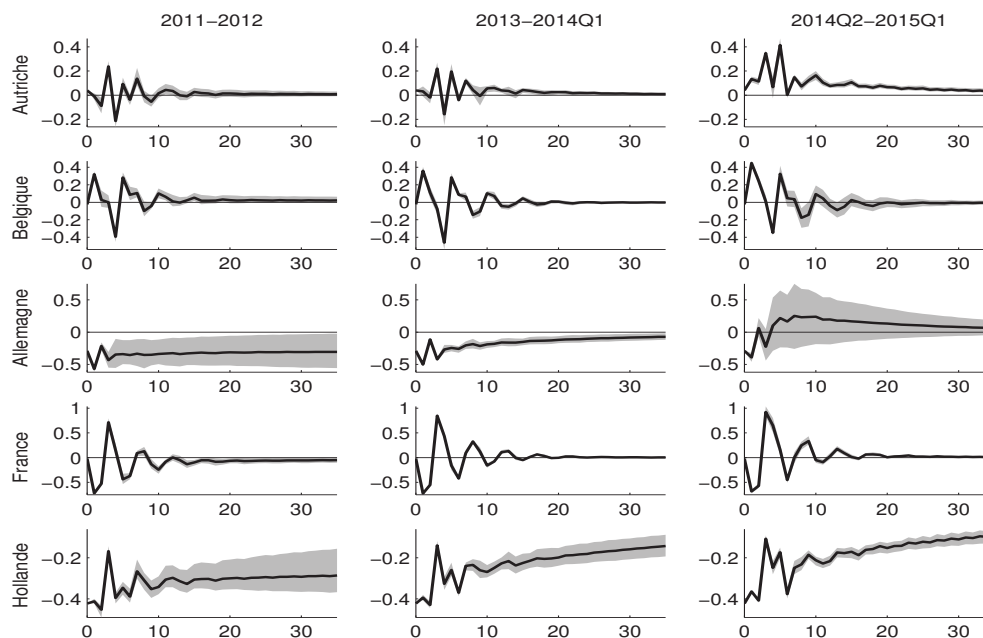
GRAPHIQUE 2.D.1: Réponses de τ_2 à un choc du LTRO

Ces graphiques sont les réponses de τ_2 suite à un choc des LTRO. La courbe en noir foncé est la moyenne des effets sur la période. La bande grise désigne l'intervalle de confiance à 68%.



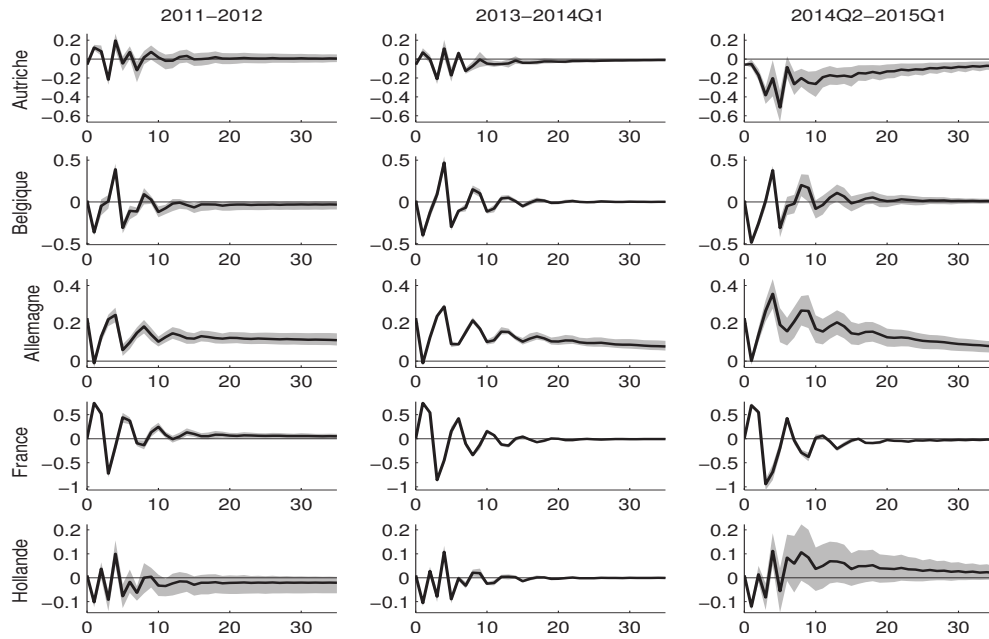
GRAPHIQUE 2.D.2: Réponses de $R(\tau_2)$ à un choc du LTRO

Ces graphiques sont les réponses de $R(\tau_2)$ suite à un choc des LTRO. La courbe en noir foncé est la moyenne des effets sur la période. La bande grise désigne l'intervalle de confiance à 68%.

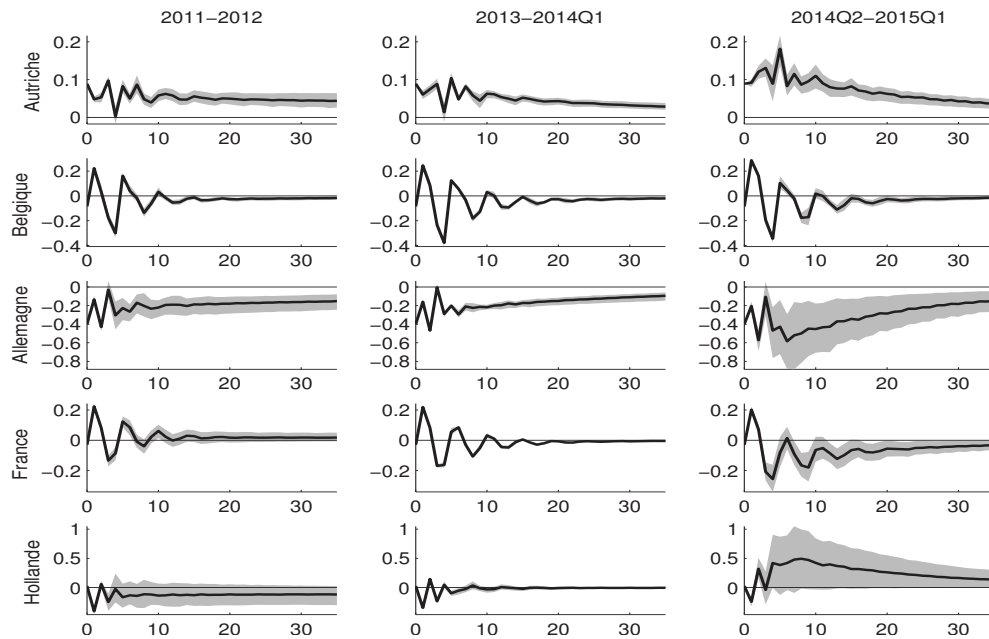


GRAPHIQUE 2.D.3: Réponses de la pente (SL) de la courbe des taux à un choc du LTRO

Ces graphiques sont les réponses de la pente (SL) de la courbe des taux suite à un choc des LTRO. La courbe en noir foncé est la moyenne des effets sur la période. La bande grise désigne l'intervalle de confiance à 68%.

GRAPHIQUE 2.D.4: Réponses de β_0 à un choc du LTRO

Ces graphiques sont les réponses de β_0 à un choc du LTRO. La courbe en noir foncé est la moyenne des effets sur la période. La bande grise désigne l'intervalle de confiance à 68%.



Deuxième partie

Effets macroéconomiques et financiers des politiques monétaires non conventionnelles

La première partie s'est intéressée aux effets des politiques monétaires non conventionnelles sur les conditions de financement des entreprises et des pays membres de la zone euro. Les conditions de financement permettent d'appréhender une partie des effets de ces politiques. Les politiques non conventionnelles en modifiant le prix des actifs contribuent à réduire le coût du capital et relancer l'investissement. Pourvu qu'il y ait une demande de financement, ces politiques devraient stimuler la demande globale et par suite contribuer à créer des anticipations d'inflation et réduire le chômage. C'est pour compléter l'analyse précédente que nous assignons deux objectifs à cette partie. Le premier est de caractériser les mécanismes de transmission des effets des politiques monétaires non conventionnelles dans les différents pays de la zone euro. Le second objectif est d'apporter un ensemble d'explications, sur la base d'un modèle structurel, aux différences observées dans les réponses de variables financières et macroéconomiques clés.

Le premier objectif (chapitre 3) nécessite une méthode empirique qui permet de capter la dynamique entre les variables macroéconomiques et financières des pays de la zone euro tout en autorisant potentiellement une hétérogénéité dans les réponses des différents pays à un choc commun de politique monétaire. Le modèle structurel à facteurs dynamiques est un cadre adapté à cette analyse. Cette approche est une alternative aux VAR Structurels qui portent généralement sur un nombre restreint de variables.

Dans un second temps (chapitre 4), nous utilisons un modèle d'équilibre général dynamique et stochastique pour apporter des explications à l'hétérogénéité dans la transmission des effets des politiques monétaires non conventionnelles. Spécifiquement, notre analyse utilise une version calibrée d'un modèle à deux pays pour comprendre comment des différences entre les pays peuvent influencer la transmission des effets des mesures de politique monétaire non conventionnelle.

Chapitre 3

Évaluation des effets des politiques monétaires non conventionnelles par un modèle structurel à facteurs dynamiques

3.1 Introduction

Au cours des dix dernières années, les études empiriques ont montré que l'accroissement des échanges entre les pays membres de la zone euro a contribué à l'harmonisation de leurs cycles économiques. De plus, la monnaie commune a rendu la transmission monétaire plus homogène en comparaison au cas d'avant la mise en place de l'euro (Boivin et al., 2008).

Malgré cette homogénéité apparente, la zone euro est restée structurellement hétérogène en raison des choix des différents pays (Artus et Gravet, 2012), ce qui fait que les effets de la politique monétaire commune sont asymétriques (ex. Barigozzi et al., 2014 ; Ehrmann et al., 2003). Cette hétérogénéité s'est renforcée au cours des différentes crises sous la forme d'une fragmentation financière.

Une des questions ayant alimenté le débat public en Europe au cours de ces trois dernières années est l'efficacité des mesures non conventionnelles en tant que politiques de réduction des risques de fragmentation. Fondamentalement, la fragmentation financière

soulève de nombreuses questions notamment sur la transmission de la politique monétaire à l'économie réelle. À ce propos, les deux chapitres précédents montrent que les effets des mesures de politiques monétaires non conventionnelles varient entre les pays membres de la zone euro. Certes, ces mesures ont globalement permis de réduire le coût du crédit et les *spreads* souverains, mais elles ont été moins efficaces là où les besoins étaient comparativement les plus importants. D'autres études concluent que ces politiques ont été suivies d'un accroissement du prix des actifs (Gibson et al., 2016) qui a baissé les taux longs et réduit les primes de risque et de liquidité (Ghysels et al., 2014). Néanmoins, la transmission à l'économie réelle reste lente et faible.

Ce chapitre caractérise la transmission des politiques monétaires non conventionnelles dans les pays membres de la zone euro. Il est organisé autour de la question suivante : quels sont les effets des politiques monétaires non conventionnelles sur les variables macroéconomiques et financières des pays de la zone euro ? Cette question nécessite tout d'abord de présenter les réponses de variables économiques clés suite à un choc de politique monétaire. Ensuite, la démarche méthodologique doit autoriser potentiellement une hétérogénéité dans les réponses des variables compte tenu des différences entre les pays. Cet aspect est d'autant plus important qu'il permettra de savoir si les politiques monétaires non conventionnelles ont été efficaces pour atténuer le risque de fragmentation. Enfin, le cadre d'analyse doit permettre d'examiner la transmission des effets des chocs de politique monétaire dans le temps. L'intérêt de ce point vient de ce que certaines études concluent à plus d'efficacité des politiques monétaires non conventionnelles lorsque la banque centrale fait face à une contrainte à zéro du taux d'intérêt (ex. Gertler et Karadi, 2013).

La modélisation VAR est un cadre naturel pour répondre à cette série de questions. C'est d'ailleurs le cadre privilégié des études ayant porté sur les politiques monétaires non conventionnelles sur la zone euro (Altavilla et al., 2016 ; Baumeister et Benati, 2013 ; Beaupain et Durré, 2016 ; Creel et al., 2016 ; Darracq-Paries et De Santis, 2015 ; Fahr et al., 2011 ; Fourel et Idier, 2011 ; Gambacorta et al., 2014 ; Giannone et al., 2012 ; Hesse et Frank, 2009 ; Lenza et al., 2010 ; Peersman, 2011 ; Stavrev et al., 2009). La modélisation VAR repose sur l'hypothèse selon laquelle l'évolution de l'économie est bien appréhendée par la description du comportement dynamique d'un vecteur de variables. En général, ces modèles portent sur un petit nombre (inférieur ou égal 8) de variables, ce qui limite l'information qu'ils restituent. Depuis les travaux de Bernanke et al. (2005), Forni et al.

(2009), Giannone et al. (2005) et Stock et Watson (2005), les approches factorielles sont utilisées comme alternatives aux modèles VAR. Ces approches ont été élaborées pour exploiter l'information contenue dans un grand nombre de variables macro-économiques. Ce type de modèle est utilisé par Barigozzi et al. (2014); Boivin et al. (2008) et Sala (2002) pour examiner l'hétérogénéité dans la transmission de la politique de taux d'intérêt dans la zone euro. Ces modèles ont également été utilisés pour analyser les effets des politiques monétaires non conventionnelles au Japon (Girardin et Moussa, 2011; Hanisch, 2017; Moussa, 2010). Ces études ne se focalisent donc pas sur l'asymétrie dans la transmission des effets des politiques analysées.

Ce chapitre contribue à la littérature sur la transmission des effets des politiques monétaires non conventionnelles en estimant un modèle structurel à facteurs dynamiques sur un grand nombre de variables. Notre démarche méthodologique est proche des travaux de Altavilla et al. (2016), Giannone et al. (2012) et Lenza et al. (2010) qui utilisent des modèles VAR portant sur un nombre plus importants (jusqu'à 50) de variables pour analyser la transmission des politiques monétaires non conventionnelles dans la zone euro. Ces auteurs n'ont toutefois pas recours à l'analyse factorielle dans leur démarche. Concrètement, notre analyse porte sur 1208 variables mensuelles couvrant onze pays de la zone euro et la période janvier 2008 à décembre 2014. En intégrant un grand nombre d'informations, notre démarche empirique permet une description quasi-complète des principales économies (en termes de contribution au PIB) de la zone euro. La présence de variables agrégées et désagrégées facilite une description détaillée des effets des politiques monétaires non conventionnelles. Par ailleurs, nous testons formellement l'hétérogénéité dans la transmission des effets de ces politiques entre les différents pays et entre les différents instruments de politique monétaire.

Nous montrons que les politiques monétaires non conventionnelles se transmettent à l'économie par une hausse du cours des actifs, qui à son tour a baissé les taux longs et les *spreads* souverains. La baisse des taux souverains a réduit le coût du financement externe des banques, qu'elles ont répercuté sur les taux débiteurs. En conséquence, les conditions de crédit se sont assouplies dans les différents pays, ce qui a relancé l'activité d'intermédiation. Ces politiques ont, par ailleurs, amélioré la compétitivité des pays, stimulé la demande et créé des anticipations d'inflation. Néanmoins, leurs effets sur l'activité et les conditions d'offre et de demande de crédit sont lents dans certains pays.

En plus de leurs effets sur le taux de change, nos résultats sont, globalement, compatibles avec les effets de signal, de liquidité et de ré-allocation de portefeuille.

Comparativement à l'Allemagne, les taux souverains ont davantage baissé dans l'ensemble des pays à l'exception de l'Espagne. En outre, les achats d'actifs ont eu des effets plus importants, en tant que mesures d'abaissement des taux souverains comparativement aux apports de liquidité en Autriche, en Finlande, en Allemagne, au Pays-Bas et en Espagne. Ces achats ont également des effets plus importants sur le volume du crédit en Autriche, en Finlande, en Allemagne et aux Pays-Bas. Dans ces derniers pays, auxquels s'ajoutent la France, l'Italie et le Portugal, ils ont des effets inflationnistes plus importants. À l'opposé, les conditions de crédit s'améliorent significativement suite aux apports de liquidité. Plus spécifiquement, ces apports ont des effets plus importants sur la demande (resp. l'offre) de crédit en Autriche, en Belgique, en Allemagne et en Italie (resp. en Autriche, en Irlande et en Espagne). Au regard de leurs effets sur les taux débiteurs, ces mesures sont moins (resp. plus) bénéfiques à l'Italie et au Portugal (resp. à la Belgique) comparativement à l'Allemagne.

En définitive, nous montrons que les réponses des pays de la zone euro aux mesures de politiques monétaires non conventionnelles sont hétérogènes. La réponse asymétrique de la BCE au cours de la crise a certes permis de faire reculer la fragmentation financière au sein de la zone. Mais, la situation reste insatisfaisante puisque ces mesures n'ont pas toujours été plus efficaces là où les besoins se faisaient le plus sentir, surtout en Espagne, en Grèce, en Irlande, en Italie et au Portugal.

La suite du chapitre est organisée comme suit. La section 3.2 présente la démarche économétrique. La section 3.3 présente les principaux résultats de l'analyse. La section 3.4 analyse la sensibilité de nos résultats à l'instrument de politique monétaire tandis que la section 3.5 s'intéresse à la sensibilité des résultats à la spécification du modèle. Nous concluons à la section 3.6.

3.2 Méthodologie

Nous utilisons un modèle structurel à facteurs dynamiques pour analyser la transmission des mesures de politique monétaire non conventionnelle. Cette section présente brièvement les différentes étapes de la méthodologie.

3.2.1 Présentation du modèle

Les modèles à facteurs permettent de résumer l'information issue d'un grand nombre de variables économiques en un petit nombre de facteurs. De façon précise, on suppose que les fluctuations du cycle économique dans chaque pays de l'union sont dictées par deux types de chocs : (i) un nombre limité de chocs structurels communs à tous les pays ; et (ii) de nombreux chocs idiosyncratiques ayant des répercussions marginales sur l'ensemble de l'Union. Les N séries temporelles x_{it} pour $i = 1, \dots, N$ et $t = 1, \dots, T$ (où t est l'indice temporel), peuvent ainsi être écrites comme la somme de deux facteurs orthogonaux inobservables qui rendent compte des deux sources de fluctuations du cycle économique à savoir la composante commune, χ_{it} , et le terme idiosyncratique, ζ_{it} , comme suit

$$x_{it} = \chi_{it} + \zeta_{it} \quad (3.2.1)$$

Le facteur commun χ_{it} est supposé être une combinaison linéaire de $r \ll N$ facteurs statiques $f_{kt}, k = 1, \dots, r$:

$$\chi_{it} = \sum_{k=1}^r \lambda_{ik} f_{kt} \quad (3.2.2)$$

où λ_{ik} sont les coefficients de pondération. Notons $X_t = (x_{1t}, \dots, x_{Nt})'$, $\xi_t = (\zeta_{1t}, \dots, \zeta_{Nt})'$ et $F_t = (f_{1t}, \dots, f_{rt})'$. La forme vectorielle de l'expression (3.2.1) en utilisant la relation (3.2.2) est donnée comme suit, pour chaque date $t = 1, \dots, T$:

$$X_t = \Lambda F_t + \xi_t \quad (3.2.3)$$

où Λ est la matrice des coefficients de pondérations de dimension $N \times r$ dont les éléments sont λ_{ik} pour $i = 1 \dots N$ et $k = 1 \dots r$. La forme matricielle du modèle est alors

$$X = F\Lambda' + \xi \quad (3.2.4)$$

avec X de dimension $T \times N$, F de dimension $T \times r$ et ξ de dimension $T \times N$.

De plus, on suppose que les facteurs statiques sont fonction de $q \leq r$ chocs communs $u_t = (u_{1t}, \dots, u_{qt})'$ comme suit

$$F_t = N(L)u_t \quad (3.2.5)$$

où $N(L)$ est un polynôme matriciel de dimension $r \times q$ et L l'opérateur retard. Les chocs

communs sont supposés être des bruits blancs ($u_t \sim i.i.d.(\mathbf{0}, \mathbf{I})$) orthogonaux aux composantes idiosyncratiques à tout ordre. Pour faciliter l'identification et l'estimation de u_t , on fait l'hypothèse que $N(L) = A(L)^{-1}H$ avec H une matrice de dimension $r \times q$: il s'agit d'inverser un modèle VAR puisque la relation (3.2.5) revient à $A(L)F_t = Hu_t$. Cette solution implique que u_t appartient à l'espace engendré par les valeurs actuelles et passées des facteurs communs. La conséquence immédiate est que les réponses impulsionnelles sont connues à une matrice de rotation R , de dimension $r \times r$, près.

En effet, en combinant (3.2.3) et (3.2.5), on obtient

$$X_t = \underbrace{\Lambda A^{-1}(L)H}_{B(L)} u_t + \xi_t \quad (3.2.6)$$

où $B(L)$ est une matrice polynomiale contenant les réponses des variables X aux q chocs communs. Supposons qu'il existe une matrice de rotation R et ε_t un autre vecteur de chocs tel que $R'u_t = \varepsilon_t$. Dès lors, $B(L)R\varepsilon_t + \xi_t = B(L)u_t + \xi_t \equiv X_t$. Cette connaissance à un facteur multiplicatif près des chocs pose un problème d'identification de la politique monétaire. Nous abordons cette question à la sous-section 3.2.6.

3.2.2 Stratégie d'estimation du modèle

Sous l'hypothèse que les données sont stationnaires, l'estimation du modèle composé des équations (3.2.4) et (3.2.5) se fait en trois étapes (Forni et al., 2009). La détermination du nombre de facteurs statiques et dynamiques se base sur la méthodologie proposée par Bai et Ng (2007).

Etape 1 : On applique la méthode d'analyse en composantes principales aux données contenues dans X afin d'extraire les facteurs F et la matrice de pondérations Λ . Ces facteurs sont calculés en utilisant la normalisation $\Lambda' \Lambda = NI_r$. Le nombre de facteurs statiques est solution du programme défini ci-après :

$$\hat{r} = \arg \min_{k \in [0, 2r]} \log(\hat{\sigma}_k^2) + k \frac{\log(\min(N, T))}{NT/(N + T)} \quad (3.2.1)$$

où $\hat{\sigma}_k^2 = \frac{1}{NT} \sum_{i,t} (x_{it} - \hat{\lambda}_i' \hat{f}_t)^2$.

Etape 2 : On estime un modèle $VAR(p)$ en utilisant les facteurs statiques F , issus de la première étape, comme des variables endogènes. L'ordre p du VAR est obtenu par

minimisation du critère d'information bayésien (BIC). On déduit alors les éléments de $A(L)$ ainsi que le résidu $\hat{u}_t$.

Etape 3 : Enfin, on effectue une décomposition spectrale de la matrice de variance-covariance du modèle VAR, notée $\hat{\Sigma}_u$ de dimension $r \times r$. Soient $c_{(1)} > c_{(2)} \geq \dots \geq c_{(r)} \geq 0$ les valeurs propres ordonnées avec au moins une des valeurs propres strictement positives. On définit les deux statistiques :

$$D_{1,k} = \left(\frac{c_{(k+1)}^2}{\sum_{j=1}^r c_j^2} \right)^{1/2} \quad \text{et} \quad D_{2,k} = \left(\frac{\sum_{h=k+1}^r c_h^2}{\sum_{j=1}^r c_j^2} \right)^{1/2}$$

$D_{1,k}$ est la contribution marginale de la $k^{\text{ième}}$ valeur propre et $D_{2,k}$ est la contribution marginale cumulée des $(r - k)^{\text{ième}}$ plus petites valeurs propres. Finalement, le nombre de facteurs dynamiques est obtenu en résolvant les deux programmes ci-après :

$$\hat{q}_1 = \min\{k: \hat{D}_{1,k} < \frac{m}{\min[N^{1/2-\delta}, T^{1/2-\delta}]} \} \quad \text{et} \quad \hat{q}_2 = \min\{k: \hat{D}_{2,k} < \frac{m}{\min[N^{1/2-\delta}, T^{1/2-\delta}]} \}$$

où m et δ sont des scalaires $0 < m < \infty$ et $0 < \delta < 1/2$. Selon des simulations Monte-Carlo, $m = 1$ est adaptée pour ces statistiques lorsque la matrice de variance-covariance est utilisée. La valeur de δ couramment utilisée est de 0,1. Pour des échantillons de grande taille, les deux programmes convergent vers la même valeur de q .

3.2.3 Calcul des réponses impulsionnelles

Une des principales utilisations des processus VAR dans les applications empiriques réside dans l'analyse des réponses impulsionnelles. Ces réponses représentent l'effet d'un choc sur les variables courantes et futures des variables endogènes du système. Pour tenir compte de l'incertitude issue des estimations, des intervalles de confiance sont construits en utilisant une approche par bootstrap. Cette opération s'effectue en quatre étapes.

Etape 1 : On effectue des tirages aléatoires du choc u_t suivant un processus de ré-échantillonnage. À chaque itération, on calcule de nouveaux facteurs communs en utilisant la relation (3.2.5).

Etape 2 : On ré-estime les paramètres de l'équation $A(L)F_t = Hu_t$ et on identifie les chocs suivant le processus décrit à la sous-section 3.2.6.

Etape 3 : On obtient des réponses impulsionnelles bootstrapées et on reprend les étapes 1 et 2 autant de fois que l'on désire.

Etape 4 : On calcule les percentiles souhaités de la distribution obtenue. Nous avons retenu les 16^{ième} et 84^{ième} percentiles de la distribution. Ces percentiles représentent les bornes de l'intervalle de confiance à 68%.

3.2.4 Données et transformation

Les données comprennent des agrégats monétaires, des variables macroéconomiques et financières des pays membres de la zone euro. Nous avons trois catégories de données à savoir les variables du secteur réel (indices de production et taux de chômage), du secteur financier (prêts, dépôts, taux d'intérêt sur les prêts, titres) et des prix (consommation, production, indices boursiers). Ces données sont collectées sur les onze pays de notre échantillon.

En plus des données des pays, nous avons ajouté des grandeurs agrégées pour faciliter l'identification du choc de politique monétaire. Il s'agit de l'indice des prix à la consommation (IPC), l'indicateur avancé du cycle économique (CLI), le taux de change réel (RER), l'agrégat monétaire (M1), le taux de change euro/dollar, l'indice de la production industrielle, le taux souverain de la zone euro et le solde du compte courant des institutions de crédit couvrant le système de réserves obligatoires.

Les variables proviennent de deux sources que sont la BCE et Eurostat. Nous avons un total de 1208 variables disponibles à fréquence mensuelle sur la période janvier 2008 décembre 2014. Les données ont été transformées pour être stationnaires. Nous adoptons une transformation lourde, telle que qualifiée par Barigozzi et al. (2014). Cette transformation consiste à prendre 1) la seconde différence des logarithmes des variables relatives au prix et aux agrégats monétaires, 2) les différences premières des taux d'intérêt, et, lorsque cela est nécessaire, 3) les taux de croissance sont calculés sur une base mensuelle¹.

1. D'autres types de transformation existent dans la littérature (voir par exemple Bernanke et al., 2005 ; Boivin et al., 2008). Nous adoptons cette transformation pour faire face à la critique de Uhlig (2008). Par ailleurs, suivant la nature de nos séries, nous avons adopté nos propres transformations.

3.2.5 Test de l'hétérogénéité des réponses

Le test de l'hétérogénéité permet d'évaluer les différences entre les réponses impulsionnelles des pays. Il est basé sur les intervalles de confiance des distributions issues de la procédure bootstrap. La première étape est le calcul des réponses impulsionnelles suivant la procédure décrite à la sous-section 3.2.3. La deuxième étape consiste à choisir un pays de référence. Nous choisissons, à cet effet, l'Allemagne comme pays de référence en nous référant à la littérature (ex. Eichengreen et al., 1996 ; Salgado et al., 2000). Nous pouvons dès lors formuler l'hypothèse nulle d'asymétrie comme suit : il n'existe pas de différence significative entre la distribution d'un pays donné et celle du pays de référence. À la troisième étape, nous effectuons la différence entre la distribution de chaque pays et celle du pays de référence à chaque itération. La quatrième étape consiste à donner la décision du test. Nous acceptons l'hypothèse nulle de symétrie dès lors que zéro appartient à l'intervalle de confiance à 68% construit sur la nouvelle distribution. En revanche, la réponse est beaucoup plus élevée (resp. plus faible) dans un pays donné par rapport au pays de référence si la différence est positive (resp. négative). Dans ces deux derniers cas, les réponses des pays sont hétérogènes.

3.2.6 Identification du choc de politique monétaire

La politique monétaire est mesurée par la taille du bilan de la BCE (en % du PIB de la zone euro)². Nous identifions le choc de politique monétaire au moyen de restrictions de signe. À cette fin, on suppose qu'un choc monétaire expansionniste n'accroît pas la volatilité sur les marchés financiers (Gambacorta et al., 2014), ne baisse pas l'inflation et la masse monétaire M1 (Hanisch, 2017). La volatilité des marchés est approchée par la volatilité implicite (VIX) couramment considérée comme un indicateur d'aversion pour le risque sur les marchés financiers mais également comme un indicateur de turbulences financières, du risque économique et de l'incertitude.

Les restrictions sur la volatilité implicite portent sur les indices issus des marchés allemand, français, hollandais et espagnol tandis que celles sur l'inflation et la masse monétaire portent sur la zone euro considérée comme un bloc. En outre, la restriction porte sur une période d'un mois à partir de l'instant du choc de politique monétaire.

2. Le PIB mensuel est calculé suivant l'approche de proportionnelle de Denton (Bloem et al., 2001).

3.3 Résultats empiriques

Les politiques monétaires non conventionnelles sont censées assouplir les conditions de financement et relancer l'activité de crédit. Ces politiques transitent, entre autres, par l'effet du signal, la ré-allocation du portefeuille, l'effet de liquidité, l'effet de duration et le canal du taux de change. Plus concrètement, les effets attendus des politiques monétaires non conventionnelles sont les suivants : une baisse des primes de risque et de liquidité ou des taux d'intérêt, une hausse du crédit bancaire et de l'émission des titres, une hausse de la demande globale et des créations d'anticipations d'inflation.

Les effets de ces politiques sont analysés à partir des réponses impulsionnelles. Nous représentons les réponses estimées sur les périodes 2008M1-2014M12 et 2011M1-2014M12. La première période couvre toute la dimension temporelle de nos données et permet d'avoir une estimation moyenne des effets des politiques non conventionnelles en période de crise. La seconde plage temporelle permet d'évaluer l'effet de la politique monétaire non conventionnelle après la crise de la dette souveraine (mai 2010) et lorsque la banque centrale a buté sur la limite à zéro du taux d'intérêt. Le taux de refinancement de la BCE a varié entre 0,05% (2014M12) et 1,25 % (2012M12) au cours de cette période. En outre, la BCE a intensifié ses LTRO à 3 ans pour soutenir les prêts bancaires. Le choix de la seconde période permet de confirmer ou infirmer l'assertion selon laquelle les politiques monétaires non conventionnelles sont plus efficaces lorsqu'elles deviennent des substituts à la politique de taux.

La taille des chocs est normalisée à 0,2 ; ce qui équivaut à 4,5 fois l'écart-type de la taille du bilan sur PIB sur la période 2008M1-2014M12.

3.3.1 Nombre de facteurs et de chocs communs

Nous fixons le nombre maximal de facteurs communs à 21³ afin de sélectionner le nombre optimal de facteurs à partir de la méthode décrite à la section 3.2.2. Cette méthode suggère 7 ou 8 facteurs statiques. En guise de robustesse, nous utilisons d'autres critères

3. Il n'existe pas de règles éditées pour fixer le nombre maximal de facteurs (k_{max}). Dans l'analyse des séries temporelles, une règle souvent utilisée est celle de Schwert (1989) : $k_{max} = \lfloor 12(T/100)^{(1/4)} \rfloor$ où T est la taille de l'échantillon et $\lfloor x \rfloor$ la partie entière de x . Dans notre cas, cette règle conduirait à $k_{max} = 11$. Bai et Ng (2002) suggère également de considérer la valeur minimale entre N et T ; ce qui conduirait à retenir 84 facteurs au maximum. Bai et Ng considèrent au plus 15 facteurs statiques sur des données de dimensions ($T = 60, N = 4883$). Sur la base de cet exemple et d'autres travaux, nous fixons la valeur de $k_{max} = 21 \equiv T/4$.

proposés par Bai et Ng (2002). Les statistiques calculées sont consignées dans le tableau 3.2. Ces derniers conduisent au choix de 5, 9, 13, 16, 18 et 21 facteurs. En outre, les approches de Onatski (2010) et de Alessi et al. (2010) conduisent à retenir 4 et 7 facteurs. Finalement, nous retenons 4 facteurs statiques dans notre spécification de base et 7 facteurs pour la partie de robustesse⁴. La variance expliquée par les quatre facteurs est de 65,93% et elle atteint 72,77% pour les sept facteurs.

Nous reportons également dans le tableau 3.1, le R^2 , en pourcentage, de la régression de quelques variables clés sur les quatre facteurs⁵. Ces résultats indiquent que les variables clés de notre analyse sont fortement corrélées aux facteurs avec un R^2 moyen variant entre 75% et 95%. Ces corrélations relativement fortes sont obtenues à la fois pour des variables financières, bancaires et macroéconomiques⁶.

TABLEAU 3.1: R^2 (en %) de la régression de quelques variables sur les facteurs communs

Ce tableau présente le R^2 , en %, de la régression de quelques variables sur les quatre facteurs retenus. La dernière colonne donne la moyenne des R^2 calculée sur les pays considérés. La première ligne présente les codes ISO des pays : Autriche (AUT), Belgique (BEL), Finlande (FIN), France (FRA), Allemagne (DEU), Grèce (GRC), Irlande (IRL), Italie (ITA), Pays-Bas (NLD), Portugal (PRT), Espagne (ESP). BLR est mis pour le taux d'intérêt sur les prêts aux entreprises et le taux de change est le taux de change effectif réel. CLI est l'indicateur composite avancé de l'OCDE et l'inflation est le taux de croissance de l'indice de prix à la consommation. L'offre de crédit est l'indicateur *BLS credit standard*.

	AUT	BEL	FIN	FRA	DEU	GRC	IRL	ITA	NLD	PRT	ESP	Moy.
Taux longs	94	91	94	91	93	82	83	82	93	88	82	88
Prime souveraine	93	88	94	91	92	83	85	88	93	90	90	90
BLR	99	99	97	99	99	92	97	96	98	94	96	97
Offre de crédit	68	64		70	78	77	80	69	80	69	92	75
Volume du crédit	95	75	95	86	84	69	96	89	88	98	98	88
Taux de change	70	61	84	89	88	75	93	78	79	80	76	79
Inflation	98	95	98	97	98	93	88	95	96	97	94	95
CLI	85	82	81	94	77	95	92	86	78	80	85	85

Par suite, nous déterminons le nombre de chocs communs. En utilisant la matrice de variance-covariance, nous obtenons 3 et 4 facteurs dynamiques quand la méthode des

4. Nous avons privilégié le nombre minimal de facteurs bien que restituant 65,93% de la variance expliquée mais surtout par rapport à leur pouvoir explicatif lorsque nous nous intéressons aux variables clés à savoir les taux longs, les BLR, l'offre et de la demande de crédit, le volume du crédit, le taux de change, la production et l'inflation (cf. tableau 3.1) et parce que les réponses impulsionnelles semblent présenter une certaine instabilité lorsque le nombre de facteurs augmente (cf. section 3.5). Par ailleurs Reichlin (2008), en commentant Boivin et al. (2008) soulève quelques doutes sur le choix de sept chocs communs en expliquant qu'un nombre plus faible de chocs communs serait beaucoup plus plausible : quand les macro-économistes pensent aux chocs communs, ils mentionnent la productivité, la monnaie, la préférence temporelle et les dépenses publiques (Gouvernement). Il est, a priori, difficile de penser à beaucoup d'autres types de chocs.

5. Pour chaque variable x_i , nous effectuons la régression $x_{it} = F_t' \beta_i + \varepsilon_{it}$ où F sont les facteurs.

6. Bien que le tableau 3.1 indique des R^2 très élevée pour certaines variables, nous ne disons que cela est le cas pour toutes les variables. Il existe des variables qui ont des R^2 très faibles (moins de 5% par exemple).

corrélations donne 4 facteurs dynamiques. Ainsi, dans notre spécification de base, nous retenons un modèle avec $(\hat{r}, \hat{q}) = (4, 4)$. Dans la partie robustesse, nous estimons le modèle avec $(\hat{r}, \hat{q}) = (7, 4)$ ⁷. Le nombre de retards dans la modélisation est fixé à 4 sur la base des critères de Newey et West (1987) et de Schwert (1989)⁸.

3.3.2 Validation de la stratégie d'identification

La stratégie d'identification du choc de politique monétaire repose sur des variations du VIX, de l'inflation et de l'agrégat monétaire M1. Le graphique 3.1 montre qu'une augmentation de la taille du bilan de la BCE est suivie d'une baisse de la volatilité implicite dans les quatre pays considérés (France, Allemagne, Pays-Bas, Espagne) au cours de la première période suivant le choc. Cette baisse s'est poursuivie en Allemagne, en France et en Espagne malgré l'absence de restriction supplémentaire. Ce résultat est compatible avec les effets de signal ou de confiance des politiques monétaires non conventionnelles (ex. Aït-Sahalia et al., 2012; Falagiarda et al., 2015; Fratzscher et al., 2016). En outre, nous notons une hausse de la masse monétaire M1 et une hausse de l'inflation dans la zone euro. Ce graphique permet de valider les restrictions imposées lors de l'identification.

3.3.3 Politiques non conventionnelles et prix des actifs

Les principaux effets de la politique monétaire non conventionnelle (par exemple QE1 en Angleterre) semblent avoir transité par une hausse des prix des actifs, ce qui réduit le coût d'emprunt et augmente de la richesse des détenteurs d'actifs (Joyce et al., 2012).

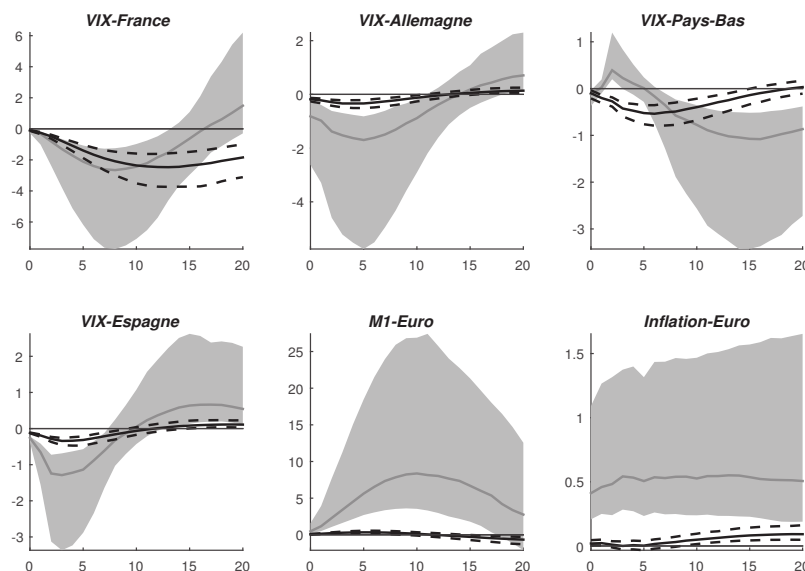
Nous utilisons les indices de rendements pour examiner les effets des politiques non conventionnelles sur le prix des actifs. Le graphique 3.2 présente les réponses des rendements des actifs suite à un choc du bilan de la BCE. La hausse des indices de rendements après le choc monétaire est compatible avec une augmentation du prix des actifs. Par construction, les variations des indices de rendement utilisés dans l'analyse (*Price Index Return*), à l'exception de la Belgique et l'Irlande, sont dues aux mouvements des prix des actifs. En Belgique et en Irlande, une partie des variations des indices est due aux mouvements dans les prix et une autre partie est due aux variations dans les dividendes et les intérêts (*Total Return Index*).

7. La procédure de Hallin et Liška (2007) conduit dans ce cas à retenir 6, 1, 2 et 4 facteurs dynamiques en fonction des critères pénalisés employés.

8. Ces critères sont respectivement $\lfloor 4(T/100)^{(2/9)} \rfloor$ et $\lfloor 4(T/100)^{(1/4)} \rfloor$.

GRAPHIQUE 3.1: Validation de la stratégie d'identification

Les graphiques sont les réponses de la volatilité implicite, de l'inflation et de la masse monétaire M1 suite à un choc de bilan de la BCE. La surface grisée est l'intervalle de confiance à 68% des réponses sur la période 2008M1-2014M12 et le trait plein (noir foncé) est la réponse médiane estimée sur la période 2011M1-2014M12 et les bornes de l'intervalle de confiance à 68% en pointillé.



Malgré ces réserves dans les deux derniers pays, nos résultats sont conformes aux études qui montrent que les politiques monétaires non conventionnelles ont contribué à augmenter le prix des actifs financiers (ex. Fratzscher et al., 2016 ; Gibson et al., 2016). Les effets de ces politiques sur le prix des actifs transigent, entre autres, par les effets du signal et les effets de liquidité. Dans la suite, nous analysons les effets de ces politiques sur les primes de risque et ensuite les effets d'une politique d'apport de liquidité.

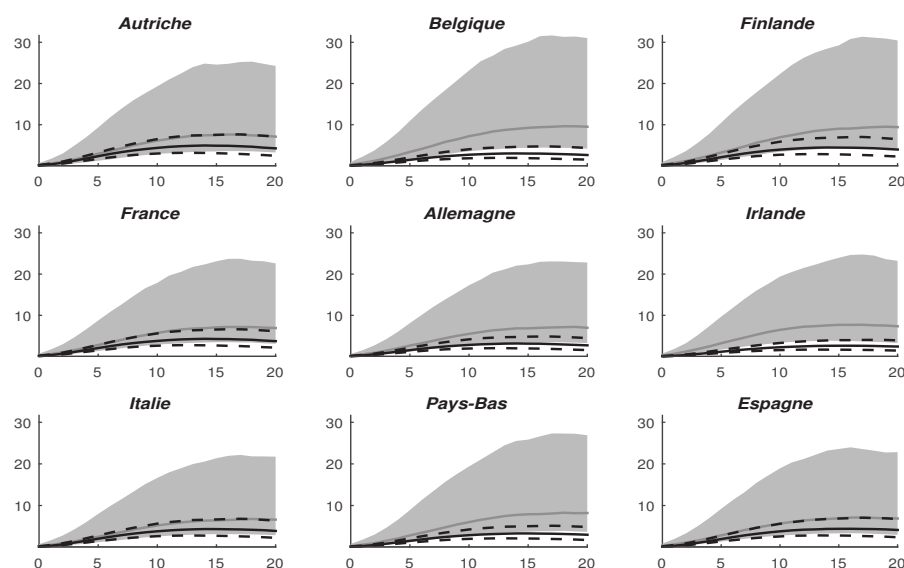
Compte tenu de la relation inverse entre le prix des actifs et les taux de long-terme, la hausse du cours des actifs devrait baisser les taux longs. De plus, une augmentation des prix des actifs implique une diminution du coût du capital (Q de Tobin), ce qui inciterait les entreprises à investir davantage (hausse de l'investissement). La hausse de l'investissement conduirait à un accroissement du crédit intermédiaire ou une émission de titres de dette et à une hausse de la production. Dans la suite, nous analysons ces effets induits des politiques non conventionnelles.

3.3.4 Effets sur les taux longs

Le graphique 3.3A présente les réponses des taux souverains à un choc du bilan de la BCE. Il ressort qu'une augmentation de la taille du bilan de la BCE réduit les taux

GRAPHIQUE 3.2: Réponses des rendements des actifs suite à un choc du bilan

Les graphiques sont les réponses des rendements des actifs suite à un choc de bilan de la BCE. À l'exception de la Belgique et de l'Irlande, les variations des indices de rendement dans tous les pays sont uniquement dues aux variations des prix, sans la prise en compte des intérêts et des dividendes. La surface grisée est l'intervalle de confiance à 68% des réponses sur la période 2008M1-2014M12 et le trait plein (noir foncé) est la réponse médiane estimée sur la période 2011M1-2014M12 et les bornes de l'intervalle de confiance à 68% en pointillé.



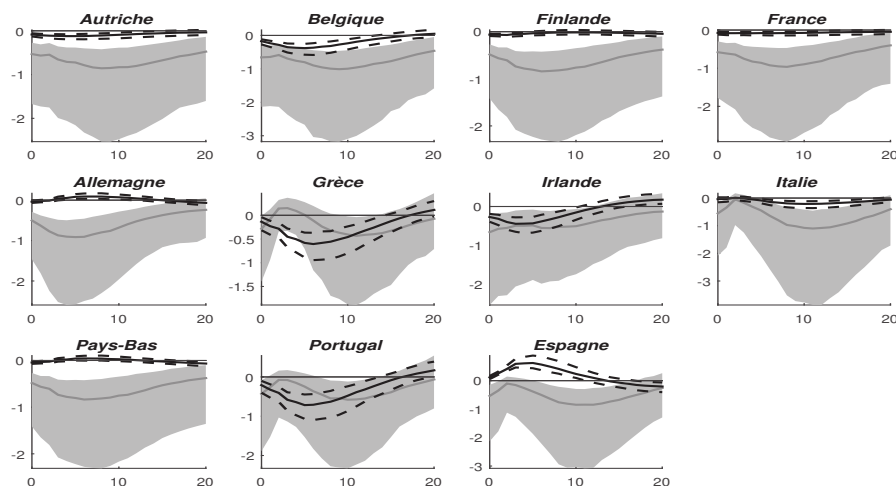
souverains. Ce résultat est cohérent avec la hausse du prix des actifs et d'autres études dans la littérature (ex. Christensen et Krogstrup, 2015a,b). Il peut s'expliquer par le canal du signal (ex. Bauer et Rudebusch, 2011 ; Christensen et Rudebusch, 2012) et aussi de la réallocation de portefeuille (ex. Gagnon et al., 2011 ; Krishnamurthy et Vissing-Jorgensen, 2011). Il pourrait néanmoins être attribué à d'autres canaux (sauf au canal du taux de change) pour la raison que la baisse du taux long peut être due à une diminution soit de la prime de risque ou de la prime de liquidité, ou les deux. Nous reportons au graphique 3.4 les réponses des spreads souverains suite à un choc du bilan de la BCE. Le spread souverain d'un pays est défini comme la différence entre le taux souverain du pays et celui des Etats-Unis.

Ce graphique révèle un intérêt particulier de scinder la période d'analyse. En effet, les spreads souverains baissent suite au choc du bilan lorsque l'analyse porte sur la période 2008M1 à 2014M12 sauf pour les pays périphériques (Grèce, Irlande, Italie, Portugal et Espagne). Par contre, sur la seconde période (2011M1-2014M12), on observe une baisse de tous les spreads souverains à l'exception de l'Espagne. Cette réaction des spreads souverains, sur la seconde sous-période, peut s'expliquer par la réponse de la BCE aux crises de la dette souveraine et bancaire. Nous enregistrons une hausse spectaculaire du

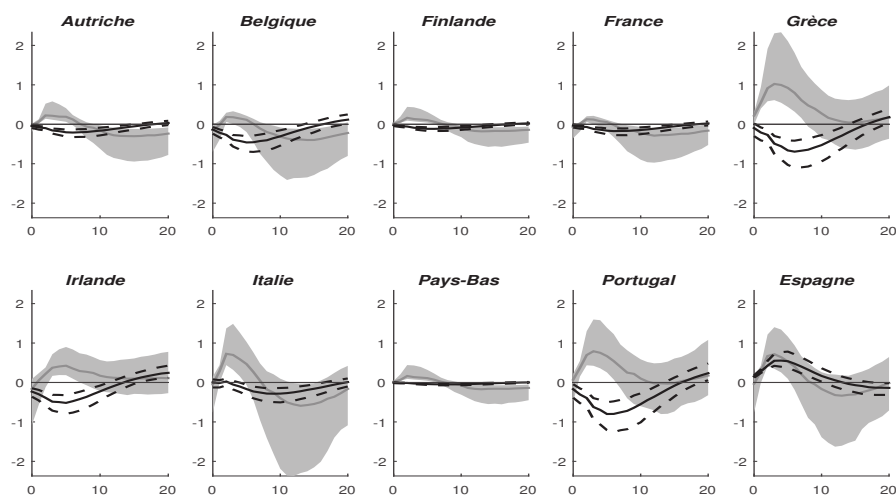
GRAPHIQUE 3.3: Réponses des taux longs à un choc du bilan

Les graphiques de la partie A sont les réponses des taux longs suite à un choc de bilan de la BCE. La partie B est la différence entre les réponses des pays et celles de l'Allemagne. Les taux longs sont les taux souverains à dix ans. La surface grisée est l'intervalle de confiance à 68% des réponses sur la période 2008M1-2014M12 et le trait plein (noir foncé) est la réponse médiane estimée sur la période 2011M1-2014M12 et les bornes de l'intervalle de confiance à 68% en pointillé.

(A) Réponses impulsionnelles



(B) Quantification de l'hétérogénéité : distance par rapport à l'Allemagne



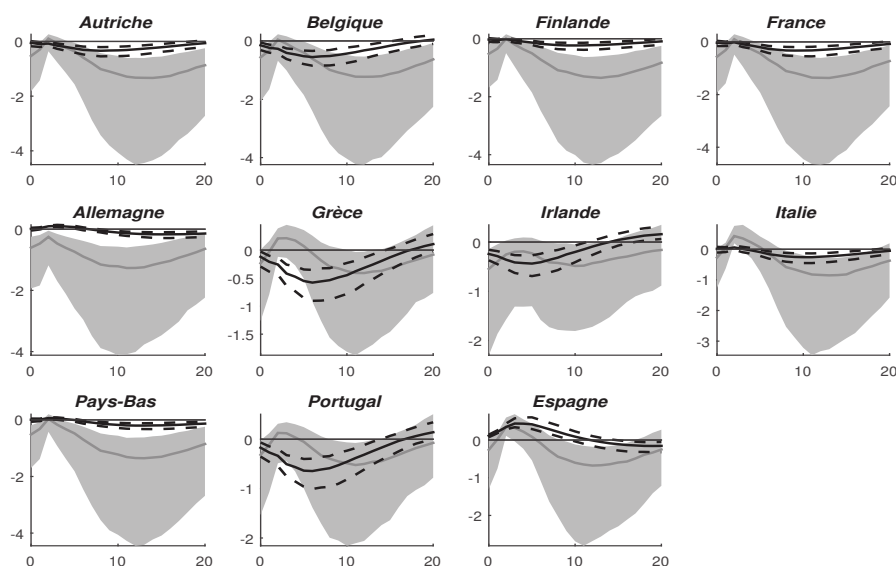
bilan de la BCE en 2011 à la suite de la mise en œuvre du CBPP2 et du SMP (cf. graphique 6).

Les différentes réponses sont, tout de même, asymétriques. Le graphique 3.3B donne la comparaison entre les réponses des taux souverains des différents pays et celles de l'Allemagne. À l'exception de l'Espagne, les taux souverains des différents pays ont davantage baissé en comparaison à celui de l'Allemagne suite au choc du bilan de la BCE au cours de la seconde sous-période. Cette conclusion n'est pas vraie lorsque les effets

sont examinés sur toute la période de l'analyse. Sur la période 2008M1-2014M12, les taux souverains ont certes baissé mais ils sont restés au-dessus de celui de l'Allemagne. On peut conclure que les mesures initiées par la BCE à la suite des crises de la dette souveraine et bancaire ont relâché la contrainte de financement des différents gouvernements de la zone euro.

GRAPHIQUE 3.4: Réponses des spreads souverains à un choc du bilan

Les graphiques sont les réponses des spreads souverains suite à un choc de bilan de la BCE. Le spread souverain est défini comme la différence entre le taux souverain du pays et celui des Etats-Unis. La surface grisée est l'intervalle de confiance à 68% des réponses sur la période 2008M1-2014M12 et le trait plein (noir foncé) est la réponse médiane estimée sur la période 2011M1-2014M12 et les bornes de l'intervalle de confiance à 68% en pointillé.



La transmission du choc du bilan est très lente en Espagne puisque la politique devient efficace après un retard d'environ huit à dix périodes. Rappelons qu'en Août 2011, les taux souverains de l'Espagne (et de l'Italie) ont fortement augmenté du fait de la crise bancaire ayant suivi la crise de la dette souveraine. La littérature indique que l'annonce des politiques non conventionnelles notamment le SMP et les OMT ont réduit la prime de risque et le taux souverain en Espagne (ex. Altavilla et al., 2015, 2016; Fratzscher et al., 2016). Nos résultats sont cohérents avec ceux de Altavilla et al. (2016) qui mettent en évidence une baisse du taux souverain de l'Espagne deux trimestres après l'annonce des OMT.

3.3.5 Effet de liquidité des politiques non conventionnelles

À quelques exception près, les politiques non conventionnelles sont des politiques monétaires expansionnistes qui visent à augmenter la liquidité disponible des agents économiques. Selon le canal de liquidité, une politique monétaire expansionniste diminue le taux d'intérêt de court terme et donc les taux débiteurs (Christiano et Eichenbaum, 1992). La finalité est une hausse du crédit et de titres échangés.

3.3.5.1 Taux débiteurs sur le crédit aux entreprises

Les effets d'un choc du bilan de la BCE sur les taux débiteurs sont représentés par le graphique 3.5A. Les taux débiteurs baissent dans la zone euro après une augmentation de la taille du bilan de la BCE quelle que soit la période d'analyse considérée et cela conformément aux attentes théoriques. Globalement, on note une similarité entre les réponses des pays analysés. Toutefois, les effets du choc de politique monétaire non conventionnelle sont de faible ampleur en Italie et au Portugal au cours de toute la période d'analyse (cf. graphique 3.5B). Les réponses de ces deux pays sont plus faibles, en valeur absolue, que celles de l'Allemagne. Néanmoins, au Portugal, les taux débiteurs ont davantage baissé suite au choc du bilan sur la période 2011m1-2014m12.

Les politiques monétaires non conventionnelles réduisent les taux débiteurs dans la zone euro. Ces résultats sont conformes aux autres études. D'une part, l'injection de liquidité de la BCE abaisse le taux d'intérêt (ex. Abbassi et Linzert, 2012 ; Antonin et al., 2014 ; Creel et al., 2016) et d'autre part, les achats d'actifs assouplissent les conditions de financement (ex. De Pooter et al., 2015 ; Manganelli, 2012) des banques dans la zone euro. Ces effets transitent par le canal de la liquidité (baisse des primes de risque) subséquent à une hausse du prix des actifs.

Cette réduction des taux débiteurs est-elle suivie d'une amélioration des conditions d'offre de crédit et d'une hausse de l'offre et de la demande de crédit ?

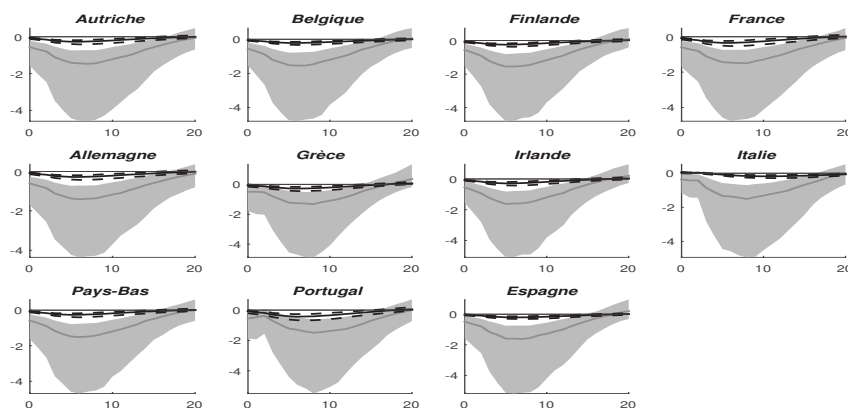
3.3.5.2 Indicateurs d'offre et de demande crédit

Les données de l'enquête auprès des banques sur la distribution du crédit (ou *Bank Lending Survey-BLS*) sont utilisées pour évaluer l'effet des politiques monétaires non conventionnelles sur les conditions d'offre et de demande de crédit.

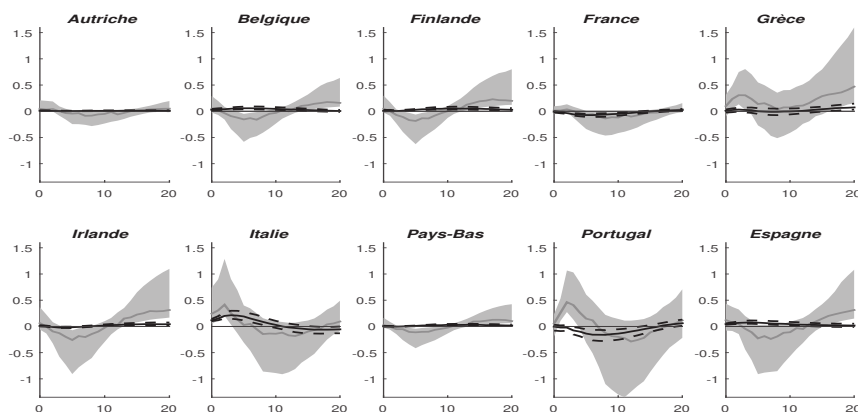
GRAPHIQUE 3.5: Réponses du BLR à un choc du bilan

Les graphiques de la partie A sont les réponses du BLR (*Bank Lending Rate*) suite à un choc de bilan de la BCE. La partie B est la différence entre les réponses des pays et celles de l'Allemagne. Le BLR est le coût du crédit aux entreprises. La surface grisée est l'intervalle de confiance à 68% des réponses sur la période 2008M1-2014M12 et le trait plein (noir foncé) est la réponse médiane estimée sur la période 2011M1-2014M12 et les bornes de l'intervalle de confiance à 68% en pointillé.

(A) Réponses impulsionnelles



(B) Quantification de l'hétérogénéité : distance par rapport à l'Allemagne



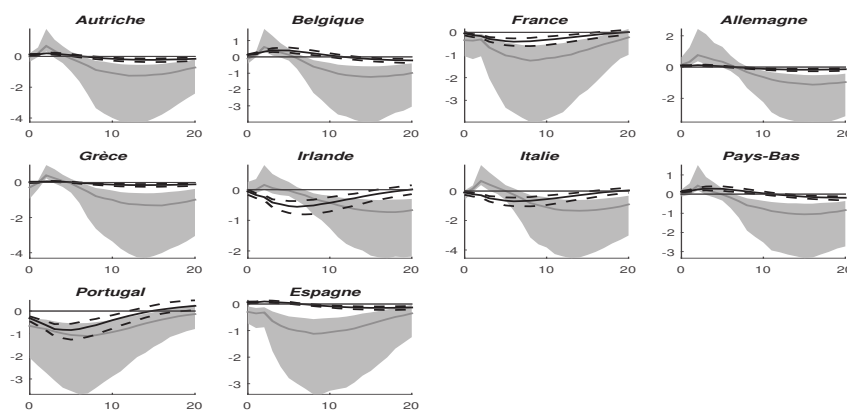
Conditions d'offre de crédit. L'indicateur des conditions d'offre de crédit est défini comme un solde d'opinion, construit par la différence entre le pourcentage des réponses indiquant une évolution dans le sens d'un durcissement des conditions d'octroi de crédit et celui des réponses indiquant une évolution en sens opposé. On parle également de pourcentage net. Lorsque le pourcentage net n'est pas disponible, on utilise l'indice de diffusion. Une hausse de l'indice des conditions de crédit correspond à un durcissement de l'offre.

Le graphique 3.6A présente les réponses des indicateurs relatifs aux conditions d'offre de crédit à la suite d'un choc du bilan de la BCE. Globalement, on note un retard dans la transmission des effets des politiques non conventionnelles aux conditions d'offre de

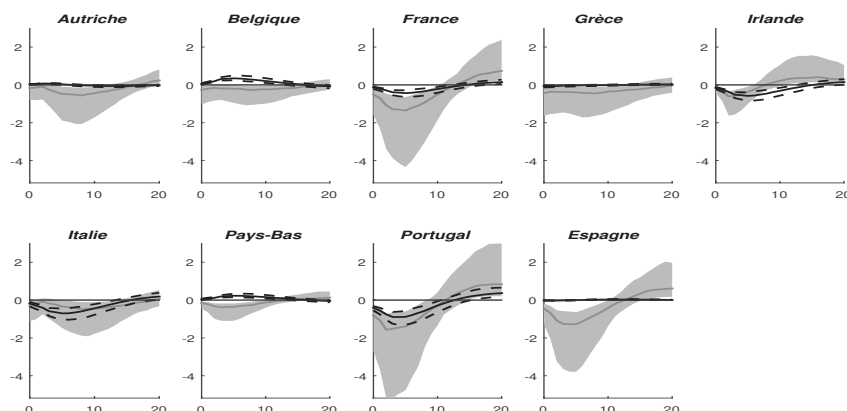
GRAPHIQUE 3.6: Réponses des indicateurs d'offre de crédit à un choc de bilan

Les graphiques de la partie A sont les réponses des conditions de crédit suite à un choc de bilan de la BCE. La partie B est la différence entre les réponses des pays et celles de l'Allemagne. Les conditions de crédit sont définies comme des soldes d'opinion, construits par différence entre le pourcentage des réponses indiquant une évolution dans un sens positif (durcissement des conditions d'octroi de crédit) et celui des réponses indiquant une évolution en sens opposé (on parle également de pourcentage net). Une hausse de l'indice des conditions de crédit correspond à un durcissement de l'offre. Cet indicateur est issu de l'enquête auprès des banques sur la distribution du crédit (ou *Bank Lending Survey-BLS*). La surface grisée est l'intervalle de confiance à 68% des réponses sur la période 2008M1-2014M12 et le trait plein (noir foncé) est la réponse médiane estimée sur la période 2011M1-2014M12 et les bornes de l'intervalle de confiance à 68% en pointillé.

(A) Réponses impulsionnelles



(B) Quantification de l'hétérogénéité : distance par rapport à l'Allemagne



crédit sauf au cours de la seconde période de l'analyse. En France, en Irlande, en Italie et au Portugal, on observe une amélioration quasi-instantanée des conditions d'offre de crédit à la suite de l'expansion du bilan de la BCE au cours de la période 2011M1-2014M12. Ces résultats sont attribuables aux mesures exceptionnelles prises par la BCE à la suite des crises bancaire et de la dette souveraine pour soutenir le secteur bancaire. En effet, au cours de cette période, la BCE a intensifié ses LTRO à 3 ans pour soutenir les prêts bancaires et contrer les risques d'un désendettement tout azimut des banques. Nos résultats sont cohérents avec ceux de Darracq-Paries et De Santis (2015) qui montrent, par exemple, que les LTRO ont assoupli les conditions de crédit (canal de liquidité) via

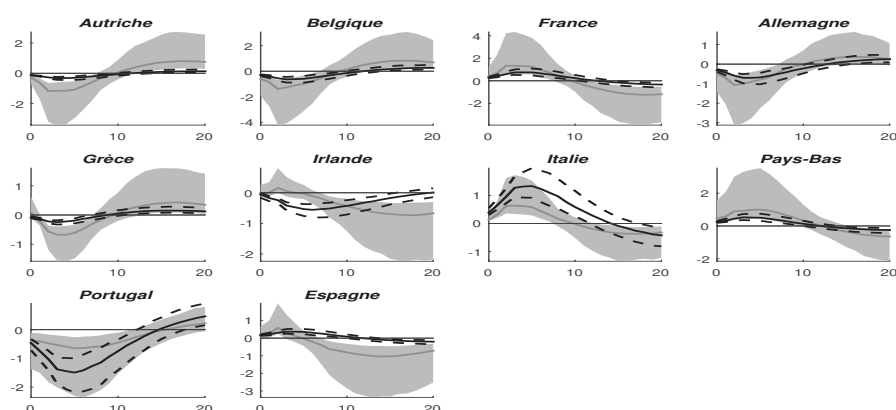
une atténuation des risques de liquidité et de financement des banques de la zone euro.

Les résultats relatifs à l'hétérogénéité dans les réponses sont présentés par le graphique 3.6B. Les conditions d'offre de crédit se sont nettement améliorées en France, en Irlande, aux Pays-Bas et au Portugal et en Espagne en comparaison à l'Allemagne sur la période 2008M1-2014M12. Ces résultats sont globalement vrais sur toute la période d'analyse. Au cours de la seconde période, cette amélioration s'est poursuivie en France, en Irlande, en Italie et au Portugal. On peut conclure que la France, l'Irlande et le Portugal sont les pays ayant le plus bénéficié des effets des politiques monétaires non conventionnelles si l'on s'en tient aux conditions d'offre de crédit.

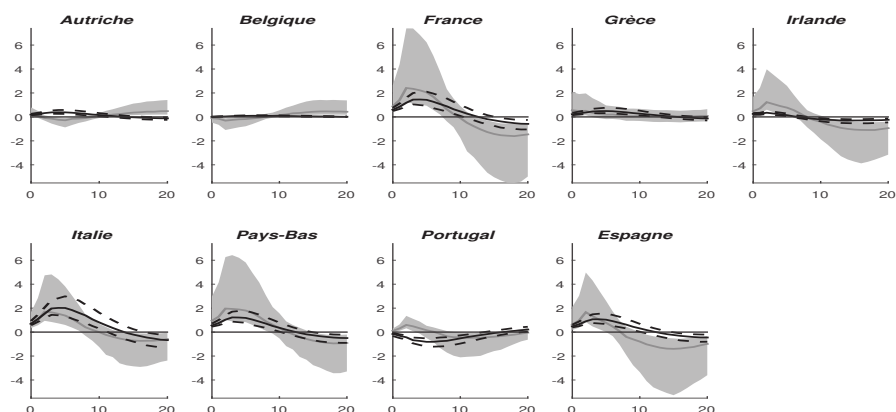
GRAPHIQUE 3.7: Réponses de la demande de crédit à un choc du bilan de la BCE

Les graphiques de la partie A sont les réponses de la demande de crédit suite à un choc de bilan de la BCE. La partie B est la différence entre les réponses des pays et celles de l'Allemagne. La demande de crédit est définie comme un solde d'opinion, construit par différence entre le pourcentage des réponses indiquant une augmentation de la demande et celui des réponses indiquant une baisse de la demande du crédit (on parle également de pourcentage net). Une hausse de l'indice de demande correspond à un accroissement de la demande adressée aux banques. Cet indicateur est issu de l'enquête auprès des banques sur la distribution du crédit (ou *Bank Lending Survey-BLS*). La surface grisée est l'intervalle de confiance à 68% des réponses sur la période 2008M1-2014M12 et le trait plein (noir foncé) est la réponse médiane estimée sur la période 2011M1-2014M12 et les bornes de l'intervalle de confiance à 68% en pointillé.

(A) Réponses impulsionnelles



(B) Quantification de l'hétérogénéité : distance par rapport à l'Allemagne



Conditions de demande de crédit. L'indicateur de demande de crédit est défini comme un solde d'opinion, construit par la différence entre le pourcentage des réponses indiquant une évolution dans le sens d'une hausse de la demande de crédit et celui des réponses indiquant une évolution en sens opposé. Une hausse de l'indice de demande correspond à un accroissement de la demande adressée aux banques. Le graphique 3.7A résume les réponses de l'indicateur de demande de crédit suite à un choc du bilan de la BCE et le graphique 3.7B présente les résultats du test d'existence d'hétérogénéité.

Au regard des résultats, on peut scinder les pays de la zone euro en deux principaux groupes. Dans le premier groupe, composé de l'Autriche, la Belgique, l'Allemagne et la Grèce, un choc de politique monétaire expansionniste est suivi, avec un retard, d'une augmentation de la demande de crédit. Les réponses de l'Allemagne et de la Belgique sont similaires lorsqu'elles sont comparées à celles des autres pays du groupe. Dans le second groupe, regroupant la France, l'Italie, les Pays-Bas et l'Espagne, le choc est immédiatement suivi d'une augmentation de la demande. Mais les effets positifs du choc s'annulent après environ 10 mois. Les deux groupes mettent en évidence l'hétérogénéité dans les réponses à un choc commun du bilan de la BCE. Dans tous les pays, à l'exception de l'Irlande, les allures des réponses sont sensiblement les mêmes sur les deux périodes. En Irlande, particulièrement, les effets du choc sont les mêmes qu'en France lorsque l'analyse porte sur toute la période avec toutefois des amplitudes différentes (graphique 3.7B). Cependant, au cours de la deuxième sous-période, le choc du bilan n'est pas suivi d'une hausse de la demande.

En somme, l'expansion du bilan de la banque centrale assouplit les conditions d'offre de crédit et augmente la demande de crédit. D'après ces résultats, l'on devrait s'attendre à une augmentation du crédit conformément au canal de la réallocation de portefeuille.

Volume de crédit

Le stock de crédit aux entreprises non financières est utilisé pour évaluer l'effet du choc du bilan sur le volume de crédit. Les réponses du crédit sont résumées par le graphique 3.8A et les tests d'hétérogénéité par le graphique 3.8B.

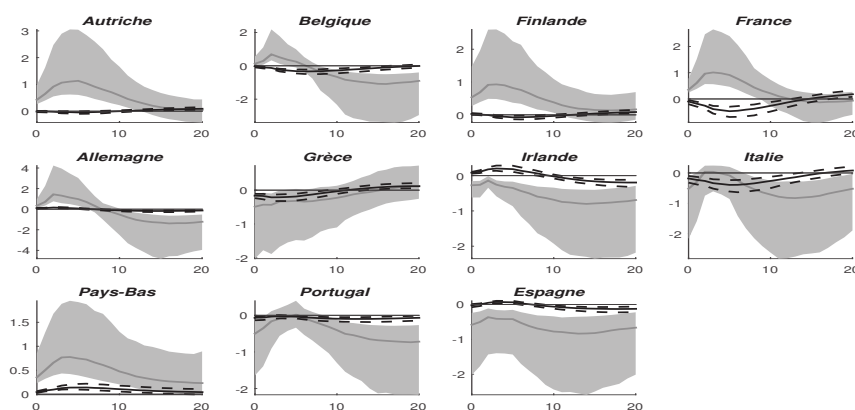
Il ressort que l'expansion du bilan de la BCE a entraîné une hausse du crédit aux entreprises en Autriche, en Belgique, en Finlande, en France, en Allemagne et aux Pays-Bas. Dans ces pays, les réponses du crédit sont tout d'abord faibles en comparaison à

celles de l'Allemagne et ensuite elles s'amplifient à mesure que les réponses de l'Allemagne s'affaiblissent (graphique 3.8B). Ces résultats sont en phase avec les résultats précédents (baisse des taux débiteurs, amélioration des conditions d'offre de crédit et hausse de la demande) et cohérents avec les travaux antérieurs (ex. Gambacorta et al., 2014; Giannone et al., 2012; Lenza et al., 2010). Dans l'ensemble, la politique du bilan a des effets de réallocation de portefeuille dans certains pays.

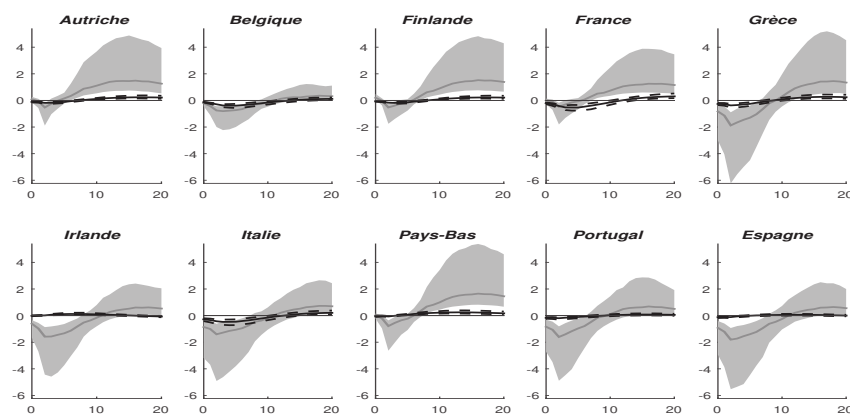
GRAPHIQUE 3.8: Réponses du crédit aux entreprises non financières à un choc du bilan

Les graphiques de la partie A sont les réponses du volume du crédit aux entreprises non financières suite à un choc de bilan de la BCE. La partie B est la différence entre les réponses des pays et celles de l'Allemagne. La surface grisée est l'intervalle de confiance à 68% des réponses sur la période 2008M1-2014M12 et le trait plein (noir foncé) est la réponse médiane estimée sur la période 2011M1-2014M12 et les bornes de l'intervalle de confiance à 68% en pointillé.

(A) Réponses impulsionnelles



(B) Quantification de l'hétérogénéité : distance par rapport à l'Allemagne



Dans les autres pays, à l'exception de l'Irlande au cours de la seconde sous-période, le choc du bilan n'a pas été suffisant pour relancer le crédit bancaire. Les résultats de l'Espagne, l'Irlande et le Portugal peuvent s'expliquer par une baisse de la demande adressée aux banques (cf. graphique 3.7A) malgré la baisse des taux débiteurs. Globalement, cette

seconde catégorie de résultats met en évidence l'hétérogénéité dans les canaux de transmission des effets des politiques monétaires non conventionnelles mentionnée par Creel et al. (2016). Tandis qu'elles entraînent une baisse des taux débiteurs, les politiques monétaires non conventionnelles ne parviennent pas toujours à relancer l'activité de crédit, du moins lorsque l'on se concentre sur le crédit total aux entreprises. Ces résultats posent également la question du recours des entreprises à des financements alternatifs au crédit bancaire. Pour tenter de clarifier ce point, le graphique 3.B.1 (en annexe) reporte les réponses de la part du financement bancaire dans le financement total des institutions non financières⁹ suite à un choc du bilan. Les résultats indiquent que cette part a augmenté dans tous les pays, à l'exception de la Grèce et de l'Allemagne, à la suite du choc du bilan. Les institutions non financières sont restées fondamentalement dépendantes du financement bancaire dans les pays membres de la zone euro y compris les pays les plus affectés par la crise (Irlande, Italie, Portugal, Espagne). Le graphique 3.G.6 montre que le taux d'intermédiation¹⁰ oscille entre 37% et 70% sur la période 1999-2016. Ce taux atteint 98% en Grèce.

3.3.6 Effets macroéconomiques

Les politiques non conventionnelles en modifiant le prix des actifs contribuent à réduire le coût du capital et relancer l'investissement. Pourvu qu'il y ait une demande de financement, ces politiques devraient stimuler la demande globale et par suite contribuer à créer des anticipations d'inflation et réduire le chômage. Dans cette section, nous analysons les effets d'un choc du bilan sur le taux de change, l'activité et l'inflation.

3.3.6.1 Effets sur le taux de change

Les politiques non conventionnelles peuvent avoir des effets bénéfiques sur le taux de change des pays dans lesquels ces mesures sont mises en œuvre, comme par exemple ceux de la zone euro. Compte tenu des taux d'intérêt bas dans ces pays, les investisseurs peuvent décider d'acquérir des titres rémunérateurs à l'étranger. Ces opérations entraîneraient une dépréciation de la monnaie et stimuleraient les exportations. Toutefois,

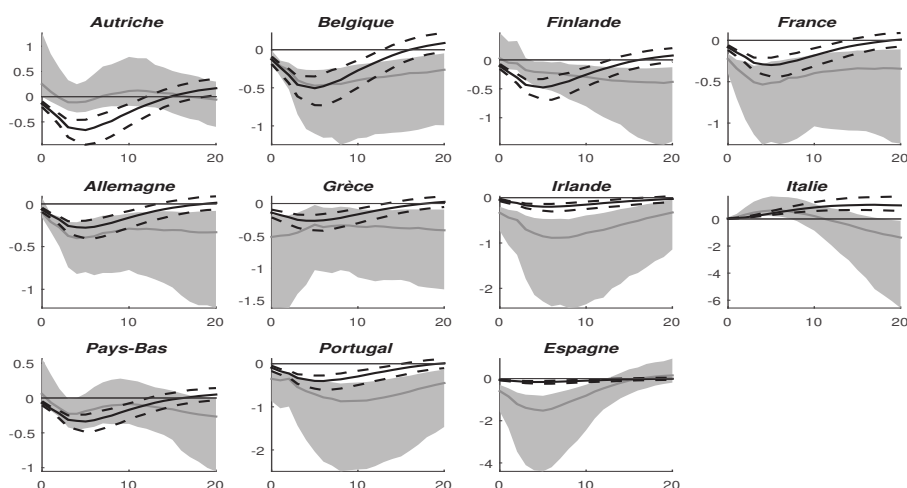
9. Cette part est définie comme le ratio entre l'encours du crédit bancaire à l'endroit des institutions non-financières et le total du financement, constitué de la somme des encours de crédits et des titres détenus par les banques. Elle est mesurée du point de vue des banques.

10. Le taux d'intermédiation est défini, au sens strict, comme la part du crédit dans le financement total des entreprises non financières. Le financement total est la somme des titres de dette, du crédit bancaire et le crédit inter-entreprises. Il est mesuré du point de vue des entreprises.

l'efficacité de ce canal dépend du degré d'ouverture de l'économie et de la substitution entre les biens produits localement et ceux qui sont importés. Notre analyse se concentre sur un ensemble de pays en union monétaire. C'est la raison pour laquelle l'analyse est faite en se servant des taux de change effectifs réels. Pour chaque pays, ce taux est une moyenne géométrique des cours de change bilatéraux, pondérée des échanges commerciaux et ajustée du prix à la consommation¹¹. Une hausse du taux de change effectif réel indique une appréciation et traduit une perte de la compétitivité du pays considéré. Le graphique 3.G.5 montre que l'Irlande, la Belgique et les Pays-Bas bénéficieront le plus d'une amélioration de la compétitivité puisque le degré d'ouverture de ces économies est le plus élevé parmi tous les pays de notre échantillon.

GRAPHIQUE 3.9: Réponses du taux de change effectif réel à un choc du bilan

Les graphiques sont les réponses du taux de change effectif réel suite à un choc de bilan de la BCE. Cet indicateur est construit comme une moyenne pondérée des taux de changes bilatéraux avec 52 partenaires commerciaux et ajustée des prix. La surface grisée est l'intervalle de confiance à 68% des réponses sur la période 2008M1-2014M12 et le trait plein (noir foncé) est la réponse médiane estimée sur la période 2011M1-2014M12 et les bornes de l'intervalle de confiance à 68% en pointillé.



Le graphique 3.9 résume les réponses du taux de change effectif réel suite à un choc de bilan de la BCE. Il ressort que les effets de l'expansion de la taille du bilan évoluent dans le temps et varient d'un pays à un autre. Lorsque l'analyse porte sur la période 2008M1-2014M12, le choc est suivi d'une amélioration de la compétitivité dans chacun des pays à l'exception de trois (Autriche, Italie et Pays-Bas). Toutefois, sur la seconde sous-période, la compétitivité s'est améliorée dans l'ensemble des pays à l'exception de l'Italie. On peut donc conclure que le choc de bilan de la BCE a eu des effets bénéfiques en

11. C'est un indice base 100=2010 couvrant 61 économies. La matrice des poids (commerce bilatéral) récente est calculée sur la période 2011-2013.

améliorant la compétitivité des économies de la zone euro. Sur la seconde sous-période, les effets sont plus importants en Autriche, en Belgique, en Finlande, aux Pays-Bas et au Portugal lorsque nous les comparons à ceux de l'Allemagne. Selon nos résultats, la compétitivité s'est considérablement améliorée dans les pays les plus ouverts sur l'extérieur, à l'exception de l'Irlande.

3.3.6.2 Effets sur l'activité

L'indicateur composite avancé (CLI) proposé par l'OCDE ¹² est utilisé pour évaluer les réponses de la production suite à un choc du bilan de la BCE. Cet indicateur est construit pour donner une indication précoce des points de retournement du cycle économique et des fluctuations de l'activité économique autour de son niveau potentiel à long terme. Il anticipe le retournement de tendance, en général, six à neuf mois avant qu'il ne se produise. Le graphique 3.10A donne les réponses du CLI suite à un choc du bilan de la BCE et le graphique 3.10B résume les résultats du test de l'hétérogénéité.

Il ressort que le choc de bilan stimule la production. En effet, après un choc, l'indice augmente dans les différents pays avec des retards, ce qui indique que l'économie croît plus rapidement que la normale (*output-gap* positif). Les retards dans la transmission, à l'exception de la Finlande, indiquent une reprise lente. Les effets positifs d'un choc du bilan sur le CLI sont obtenus deux à trois mois après le choc. En d'autres termes, ses effets sur le PIB sont observés entre huit et douze mois après le choc. La réponse maximale de l'indicateur est obtenue six à dix mois après le choc, ce qui signifie que l'on devra attendre environ 12 à 19 mois après l'expansion du bilan de la BCE pour obtenir des effets probants sur PIB, toutes choses égales par ailleurs. Ce résultat confirme la lenteur dans la transmission des politiques monétaires non conventionnelles (ex. Peersman, 2011) comme en témoigne les réponses de l'indice de la production industrielle (cf. graphique 3.B.2). L'analyse sur la seconde sous-période indique une reprise beaucoup plus rapide dans tous les pays à l'exception de la Grèce et de l'Espagne.

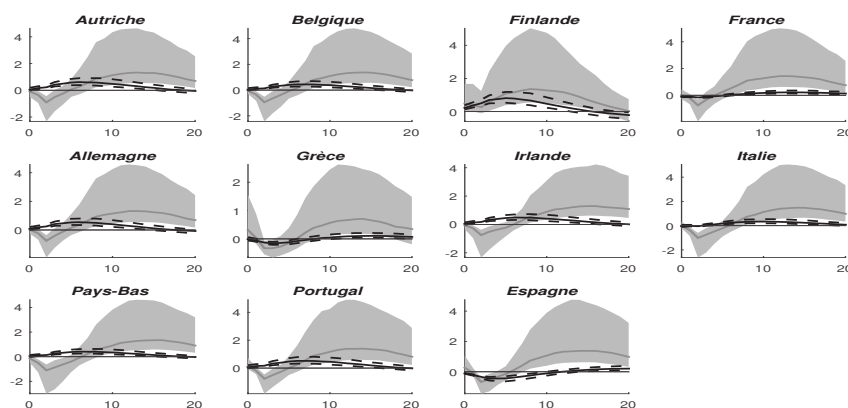
Les tests de l'hétérogénéité (graphique 3.10B) montrent que les réponses de l'Irlande et du Portugal sont similaires à celles de l'Allemagne. À l'opposé, les effets du choc du bilan sont plus importants en Finlande en comparaison à l'Allemagne. Dans les autres pays, les effets sont globalement plus faibles que ceux de l'Allemagne. Les résultats relatifs à la

12. Pour plus de détails sur cet indicateur, voir les explications de l'OCDE.

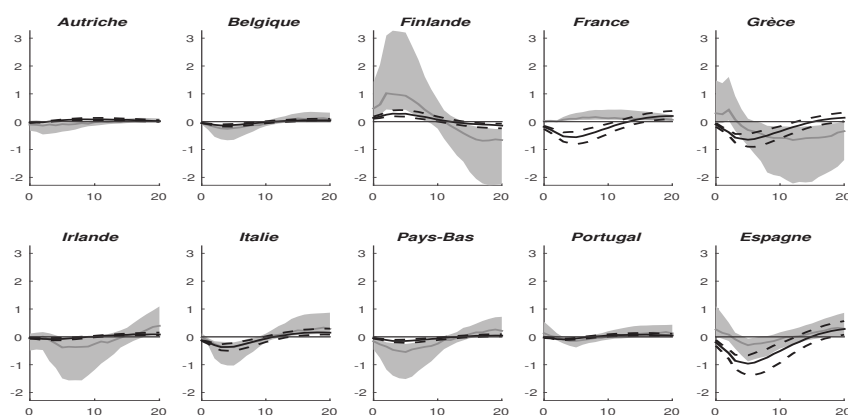
GRAPHIQUE 3.10: Réponses de l'indicateur composite avancé (CLI) à un choc du bilan

Les graphiques de la partie A sont les réponses de l'indicateur composite avancé (CLI) suite à un choc de bilan de la BCE. La partie B est la différence entre les réponses des pays et celles de l'Allemagne. Cet indicateur est construit pour donner une indication précoce des points de retournement du cycle économique et des fluctuations de l'activité économique autour de son niveau potentiel à long terme. La surface grisée est l'intervalle de confiance à 68% des réponses sur la période 2008M1-2014M12 et le trait plein (noir foncé) est la réponse médiane estimée sur la période 2011M1-2014M12 et les bornes de l'intervalle de confiance à 68% en pointillé.

(A) Réponses impulsionnelles



(B) Quantification de l'hétérogénéité : distance par rapport à l'Allemagne



production renforcent l'hétérogénéité dans la transmission des effets des politiques non conventionnelles.

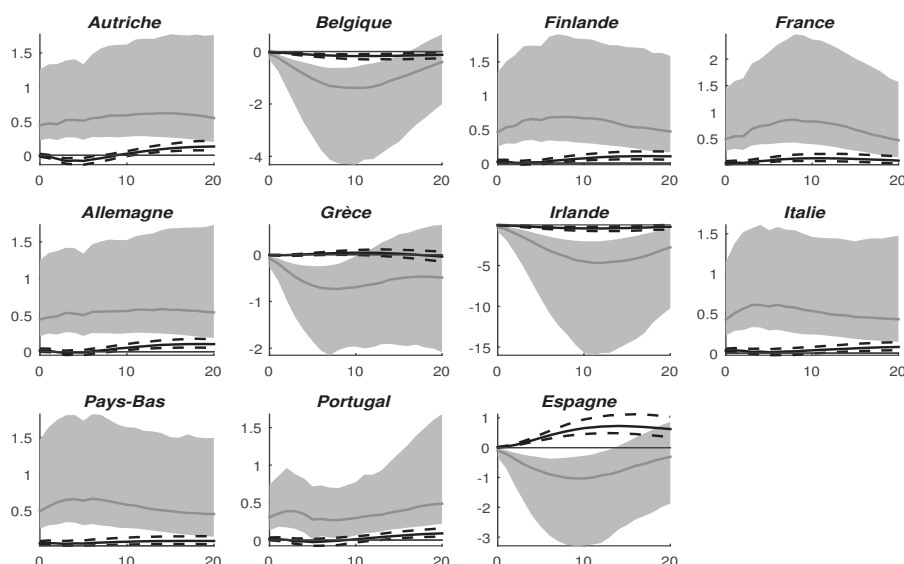
3.3.6.3 Effets sur l'inflation

Les effets d'un choc du bilan de la BCE sur l'inflation, mesurée par le logarithme de l'indice harmonisé du prix à la consommation, sont résumés par le graphique 3.11. Il ressort qu'à l'exception de la Belgique, la Grèce, l'Irlande et l'Espagne, l'expansion du bilan de la BCE est suivie d'une hausse de l'inflation. Lorsque nous restreignons l'analyse à la seconde sous-période de l'analyse, le choc de bilan est suivi d'un accroissement de

l'indice des prix à la consommation dans les pays précédemment cités auxquels s'ajoute l'Espagne. Toutefois, les effets du choc sur l'inflation sont de plus faible ampleur.

GRAPHIQUE 3.11: Réponses de l'inflation à un choc de bilan

Les graphiques sont les réponses de l'inflation suite à un choc de bilan de la BCE. L'inflation est approchée par le logarithme de l'indice harmonisé du prix à la consommation. La surface grisée est l'intervalle de confiance à 68% des réponses sur la période 2008M1-2014M12 et le trait plein (noir foncé) est la réponse médiane estimée sur la période 2011M1-2014M12 et les bornes de l'intervalle de confiance à 68% en pointillé.



Bien que l'expansion du bilan de la BCE soit une politique expansionniste, sa capacité à créer de l'inflation reste un sujet à controverse. D'un point de vue théorique, les politiques du bilan devraient accroître considérablement le risque d'inflation à moyen et long termes car toute politique monétaire expansionniste se traduit, dans le long-terme, par un accroissement des prix (théorie quantitative de la monnaie). Toutefois, la littérature empirique montre que les politiques monétaires non conventionnelles ont eu des effets relativement faibles sur l'inflation (ex. Darracq-Paries et De Santis, 2015; Gambacorta et al., 2014). Nos résultats sont cohérents avec ces études empiriques. En outre, nous montrons que la réaction de l'inflation des pays de la zone euro à la politique commune n'est pas uniforme entre les pays et dans le temps.

La faiblesse de l'inflation peut être due, selon Landau (2014), à une *fuite vers la qualité* (forte demande d'actifs « sûrs »)¹³ sans oublier le rôle joué par une faible demande dans le processus de déflation (Conti et al., 2015).

13. Selon Caballero et Farhi (2013), « *an excess demand for safe assets drives down the risk-free natural interest rate, possibly to negative levels in real terms. When inflation is already low and the economy hits the zero lower bound, it becomes impossible to reach the necessary (negative) real interest rate. The economy falls into a "trap" with cumulative disinflation and the possibility of an ever-deeper recession.* »

3.4 Sensibilité des résultats à l'instrument de politique non conventionnelle

Les résultats présentés à la section 3.3 utilisent le bilan de la BCE comme l'indicateur de la politique monétaire non conventionnelle. Dans cette section, nous vérifions si nos précédents résultats sont sensibles à l'indicateur de mesure de la politique monétaire. Nous évaluons également l'efficacité des différents instruments de la politique monétaire. Tout d'abord, nous utilisons le montant des financements à plus long-terme de la BCE rapporté au PIB de la zone euro (appelé LTRO dans la suite) comme un indicateur de la politique monétaire non conventionnelle. Cet indicateur permet de rendre compte de la politique d'apport de liquidité de la BCE. Ensuite, nous utilisons le montant des titres détenus par la BCE à des fins monétaires rapporté au PIB de la zone euro (appelé SMP dans la suite) comme le second indicateur de la politique monétaire non conventionnelle. Il rend compte des différentes politiques d'achat d'actifs de la BCE afin de relancer le marché du crédit (*credit easing*).

La taille des chocs de politique monétaire est toujours normalisée à 0,2 ; ce qui est équivalent à 8,20 fois l'écart-type du ratio LTRO sur PIB ou 23,02 fois l'écart-type du ratio SMP sur PIB. Les résultats relatifs à la politique d'achat seront représentés uniquement sur la période 2009M7-2014M12 en raison de la disponibilité des données relatives à cet indicateur. De ce fait, les réponses des différentes variables au choc de cette politique seront comparées aux réponses relatives aux autres instruments sur la seconde sous-période d'analyse (2011M1-2014M12).

Globalement les effets d'un choc d'apport de liquidité (choc du LTRO) sont de faible amplitude en comparaison aux effets d'un choc dû à l'expansion de la taille du bilan de la banque centrale (choc du bilan). Pour évaluer l'efficacité du LTRO par rapport au SMP, nous effectuons un test d'hétérogénéité des réponses en suivant la démarche décrite à la section 3.2.5. Ce test compare les réponses de chaque variable obtenues à la suite de la mise en œuvre de chacune des politiques dans le même pays.

3.4.1 Prix des actifs et taux longs

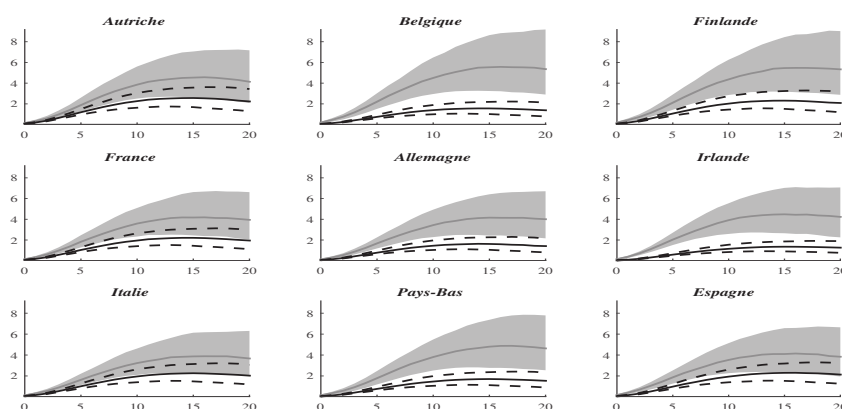
L'apport de liquidité entraîne une hausse des prix des actifs sur les marchés financiers. Les effets sont plus faibles en comparaison au cas du choc du bilan mais les intervalles

de confiance sont plus étroits (graphique 3.12). En d'autres termes, les estimations des effets d'un choc des LTRO sont relativement plus précises. On peut constater que les effets du choc sur la seconde sous-période sont plus faibles en comparaison aux réponses sur la période 2008M1-2014M12 (avec une confiance de 68%) en Belgique, en Finlande, en Allemagne, en Irlande et aux Pays-Bas. La raison est que les intervalles de confiance sur les deux sous-périodes ne se chevauchent pas.

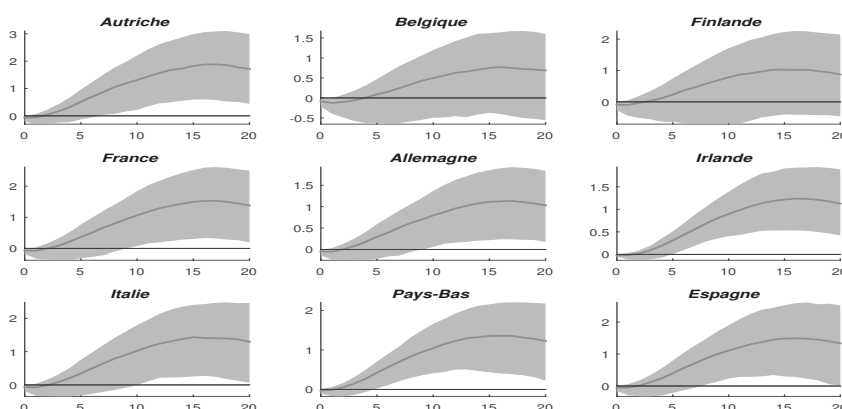
GRAPHIQUE 3.12: Réponses des rendements des actifs

La partie A du graphique représente les réponses des rendements des actifs suite à un choc du LTRO. La partie B montre la différence entre les réponses des rendements des actifs suite à un choc du LTRO et celles obtenues à a suite du choc du SMP. À l'exception de la Belgique et de l'Irlande, les variations des indices de rendement dans tous les pays sont uniquement dues aux variations des prix, sans la prise des intérêts et des dividendes. Dans la partie A du graphique, la surface grisée est l'intervalle de confiance à 68% des réponses sur la période 2008M1-2014M12 et le trait plein (noir foncé) est la réponse médiane estimée sur la période 2011M1-2014M12 et les bornes de l'intervalle de confiance à 68% en pointillé. Dans la partie B du graphique, la surface grisée est l'intervalle de confiance à 68% des différences de réponses suite à un choc du LTRO et celles obtenues à a suite du choc du SMP sur la période 2011M1-2014M12.

(A) Réponses des rendements à un choc du LTRO



(B) Différence entre les réponses dues au choc du LTRO et du SMP



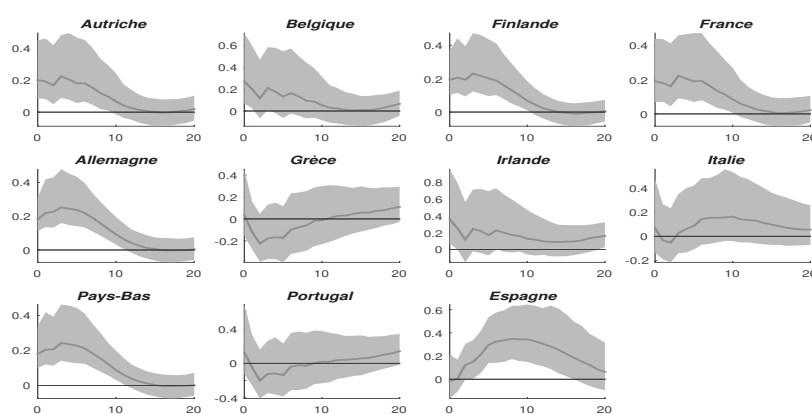
Les effets sur les taux longs et les spreads souverains sont qualitativement les mêmes que ceux précédemment estimés. Un apport de liquidité réduit les taux souverains et les

spreads souverains (cf. graphique 3.C.3). Les taux souverains baissent également dans les pays périphériques avec toutefois des effets de très courte durée lorsque l'analyse porte sur la période 2008M1-2014M12. Les résultats du test de l'hétérogénéité dans les réponses sont également qualitativement les mêmes que ceux précédemment obtenus (graphiques 3.C.4A et 3.C.4B). L'usage d'un autre instrument de politique monétaire ne modifie pas significativement nos conclusions sur les taux longs et les spreads souverains.

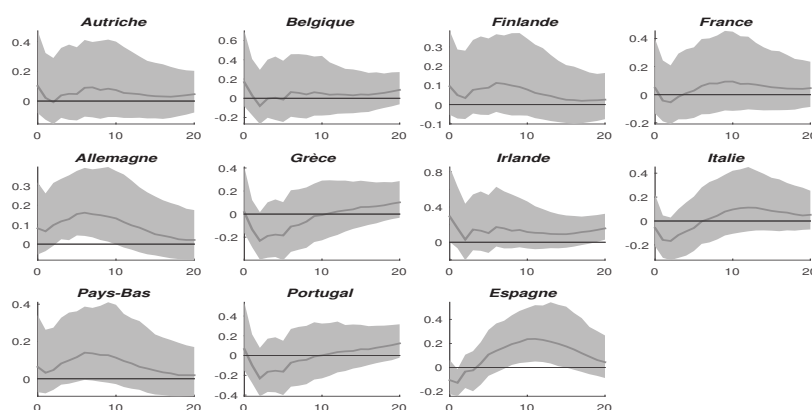
GRAPHIQUE 3.13: Différence dans les réponses des taux longs et des spreads souverains suite aux chocs de LTRO et SMP

Les graphiques sont les résultats du test de l'hétérogénéité dans les réponses des taux longs (partie A) et des spreads souverains (partie B) suite à un choc du LTRO. Le pays de référence est l'Allemagne. Les taux longs sont les taux souverains à dix ans et le spread souverain est calculé comme la différence entre le taux souverain du pays et celui des Etats-Unis. La surface grisée est l'intervalle de confiance à 68% des réponses sur la période 2011M1-2014M12.

(A) Taux longs



(B) Prime souveraine



L'achat des actifs par la BCE (SMP) est également suivi d'une hausse du cours des actifs, d'une baisse des taux longs et des spreads souverains (cf. graphique 3.D.1). La baisse des taux longs et du spread souverain en Italie, en Espagne et au Portugal est plus lente que dans les autres pays.

La comparaison entre les réponses du prix des actifs suite aux chocs du LTRO et du SMP est présentée par le graphique 3.12B. Il ressort que l'apport de liquidité a davantage augmenté le prix des actifs dans les différents pays à l'exception de la Belgique et l'Irlande où il n'existe pas de différences significatives entre les réponses des deux politiques. Toutefois, le choc d'achat d'actifs a entraîné une baisse plus prononcée des taux souverains en Autriche, en Finlande, en Allemagne, aux Pays-Bas et en Espagne en comparaison au choc d'apport de liquidité (graphique 3.13A). Le graphique 3.13B ne présente aucune différence significative entre les réponses du spread souverain dues aux chocs du LTRO et du SMP, sauf en Allemagne.

On peut retenir que l'apport de liquidité a contribué à augmenter significativement le prix des actifs et l'achat des actifs a été efficace en tant que politique de baisse des taux souverains. Nos résultats sont cohérents avec les travaux récents de Fratzscher et al. (2016). Ces auteurs montrent que l'annonce de la politique d'achat d'actifs de la BCE a considérablement réduit les taux souverains en Italie et en Espagne en comparaison aux apports de liquidité.

3.4.2 Conditions et volume de crédit

Cette section analyse les effets d'un choc du LTRO, d'une part, et d'un choc du SMP, d'autre part, sur les conditions et le volume de crédit. Les réponses des différents indicateurs au choc sont résumées par le graphique 3.C.5 pour le LTRO et le graphique 3.D.2 pour le SMP.

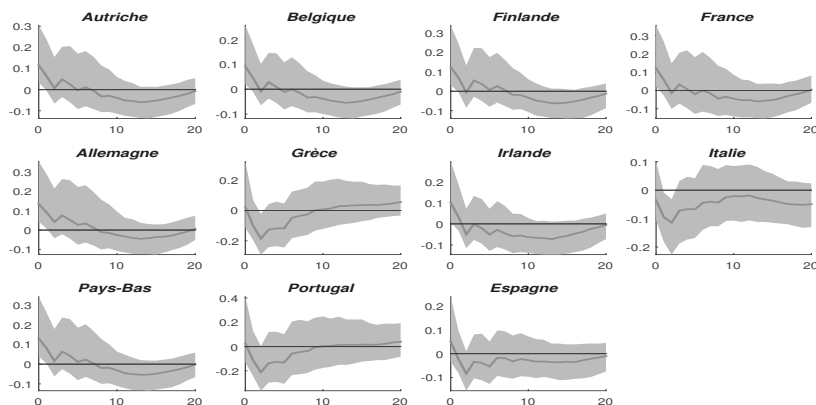
Globalement, les taux débiteurs baissent suite aux différents chocs de politique monétaire. Toutefois, le choc du SMP n'est pas suivi d'une baisse des taux débiteurs dans les pays les plus touchés par la crise (Grèce, Italie, Portugal, Espagne - cf. graphique 3.D.2A). On peut conclure que les apports de liquidité de la BCE ont été plus efficaces en tant que politique d'assouplissement des conditions de financement bancaire des entreprises dans les pays les plus affectés par la crise. Dans les autres pays, les deux programmes ont été efficaces sans toutefois que les effets de l'un dominant par rapport à l'autre (graphique 3.14A).

Les résultats relatifs au volume du crédit aux entreprises à la suite d'un choc d'apport de liquidité sont qualitativement les mêmes, en termes de réponses et d'hétérogénéité,

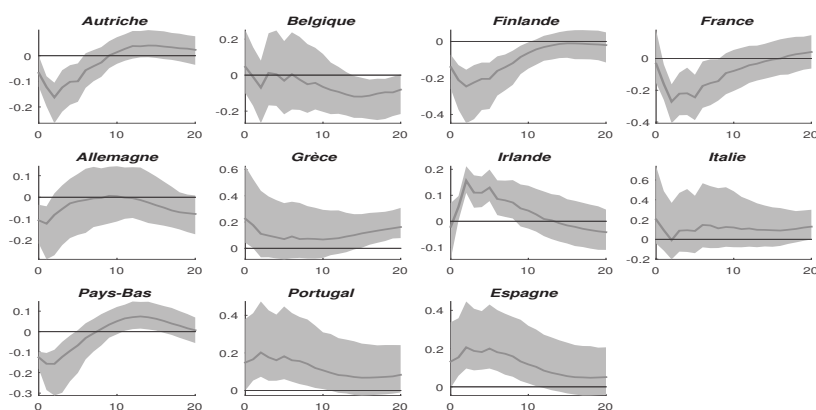
GRAPHIQUE 3.14: Différence dans les réponses des BLR et du volume du crédit suite aux chocs de LTRO et SMP

Les graphiques sont les résultats du test de l'hétérogénéité dans les réponses des BLR suite à un choc du LTRO. La surface grisée est l'intervalle de confiance à 68% des différences sur la période 2011M1-2014M12.

(A) Taux débiteurs (*Bank lending rate*)



(B) Volume du crédit aux entreprises



que ceux obtenus lorsque la taille du bilan a été utilisée comme l'indicateur de la politique monétaire non conventionnelle (cf. graphique 3.C.7). Nous obtenons des résultats similaires à la suite d'un choc du SMP à la différence de la France et de l'Irlande (cf. graphique 3.D.3). La partie (B) du graphique 3.14 présente la comparaison des réponses du crédit aux entreprises à la suite des chocs du LTRO et du SMP. Il ressort que les politiques d'achat d'actifs ont fortement relancé l'activité en Autriche, en Finlande, en Allemagne et aux Pays-Bas tandis que les politiques d'apport de liquidité ont été plus efficaces en Espagne et au Portugal.

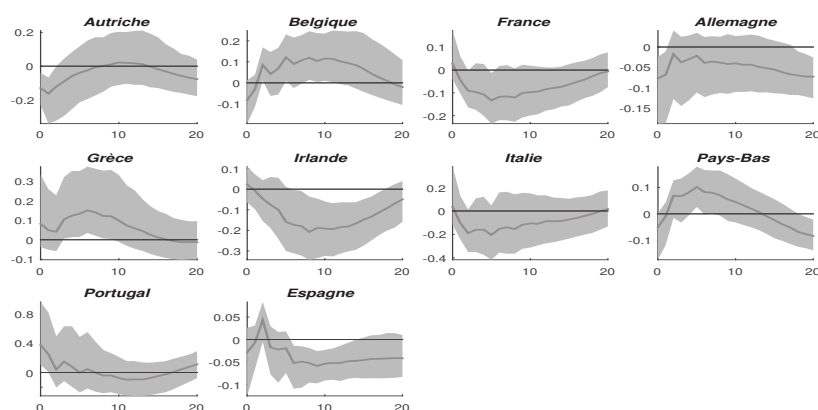
Les indicateurs d'offre et de demande de crédit présentent qualitativement les mêmes réponses. On note néanmoins que les conditions d'offre de crédit s'améliorent significativement, avec un retard, en Belgique et en Italie suite au choc du LTRO en comparaison

au choc du bilan (cf. graphique 3.C.5B). À l’opposé, les opérations d’achats d’actifs ne semblent pas avoir assouplies les conditions d’offre de crédit en Allemagne et aux Pays-Bas. Du côté de la demande, les réponses au choc du LTRO confirment les résultats précédemment obtenus : retard dans la transmission du choc de politique monétaire en Autriche, en Belgique, en Allemagne et en Grèce et réaction quasi-instantanée en France, aux Pays-Bas, en Espagne et en Italie (cf. graphique 3.C.5C). Le choc du SMP n’est toutefois pas suivi d’un accroissement de la demande de crédit en Belgique et en Allemagne (cf. graphique 3.D.2C).

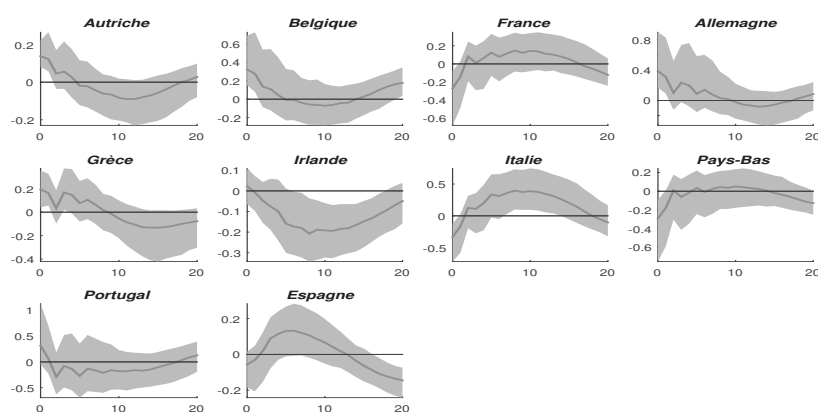
GRAPHIQUE 3.15: Différence dans les réponses des conditions d’offre et de demande de crédit suite aux chocs de LTRO et SMP

Les graphiques sont les résultats du test de l’hétérogénéité dans les réponses des BLR suite à un choc du LTRO. La surface grisée est l’intervalle de confiance à 68% des différences des réponses sur la période 2011M1-2014M12.

(A) Indicateur d’offre de crédit



(B) Indicateur de demande de crédit



Les résultats relatifs à l’hétérogénéité dans les réponses sont résumés par le graphique 3.15. Il ressort que les apports de liquidité ont été plus efficaces en tant que politiques d’amélioration des conditions d’offre de crédit en Autriche, en Irlande et en Espagne

(graphique 3.15A). Par ailleurs, ces mesures ont été plus efficaces en matière de relance de la demande du crédit en Autriche, en Belgique, en Allemagne, en Italie (graphique 3.15B).

3.4.3 Production, taux de change et inflation

Nous évaluons également la sensibilité des variables macroéconomiques à l'instrument de politique monétaire. Le taux de change, l'indicateur d'activité et l'inflation ont des réactions similaires, en termes de réponses et d'hétérogénéité, suite à un choc du LTRO ou du SMP en comparaison à celles obtenues à la suite d'un choc du bilan (cf. graphiques 3.C.8 et 3.D.4). Néanmoins, le choc du SMP ne stimule pas l'activité, mesurée par le CLI, en France tandis qu'il augmente l'indice de prix à la consommation dans tous les pays sauf en Grèce, en Irlande et en Espagne. Nous présentons également les effets du SMP sur l'indice de la production industrielle (cf. graphique 3.D.5). Ces derniers résultats indiquent que le SMP a eu des effets bénéfiques sur la production industrielle en Autriche, en Grèce, en Irlande, aux Pays-Bas, au Portugal et en Espagne.

Globalement, les effets des chocs de politique monétaire non conventionnelle sur l'activité, mesurée par le CLI ou l'IPI, sont lents à la différence de l'inflation. Mais, il convient de noter que la réponse médiane de l'indice de prix à la consommation à ces chocs excède rarement 0,2 point de pourcentage indiquant des effets limités sur l'inflation. Fondamentalement, les effets du SMP sur l'inflation sont plus probants que ceux du LTRO ou du choc du bilan. Le graphique 3.16B montre que les effets du SMP sur l'inflation sont plus importants dans tous les pays où nous enregistrons une hausse de l'inflation à la suite du choc (Autriche, Finlande, France, Allemagne, Italie, Pays-Bas et Portugal). Ces résultats impliquent que le vaste programme d'achat d'actifs initié par la BCE depuis novembre 2014 aurait, toutes choses égales par ailleurs, des effets plus importants sur l'inflation en comparaison aux financements à plus long-terme des banques. En d'autres termes, les achats d'actifs ont des capacités plus grandes à créer des anticipations d'inflation.

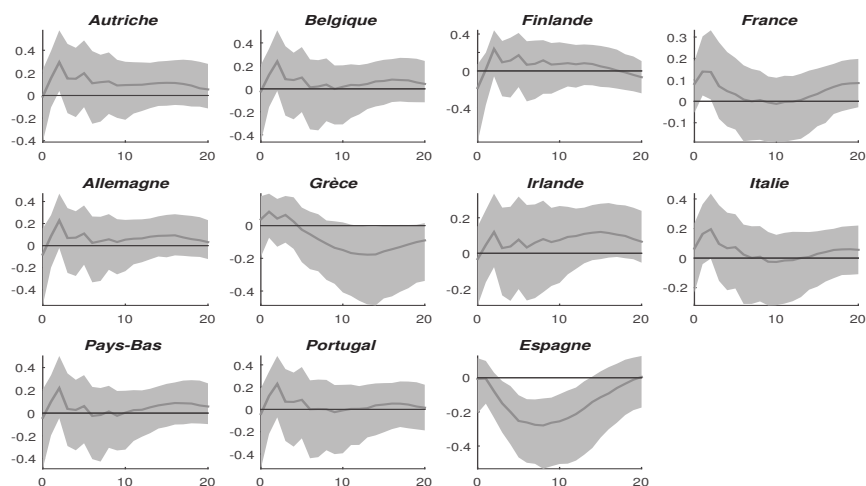
3.5 Sensibilité des résultats à la spécification du modèle et à la stratégie d'identification

Cette section vise deux objectifs. Premièrement, nous vérifions si nos résultats sont sensibles à la spécification du modèle. Pour ce faire, nous ré-estimons le modèle en

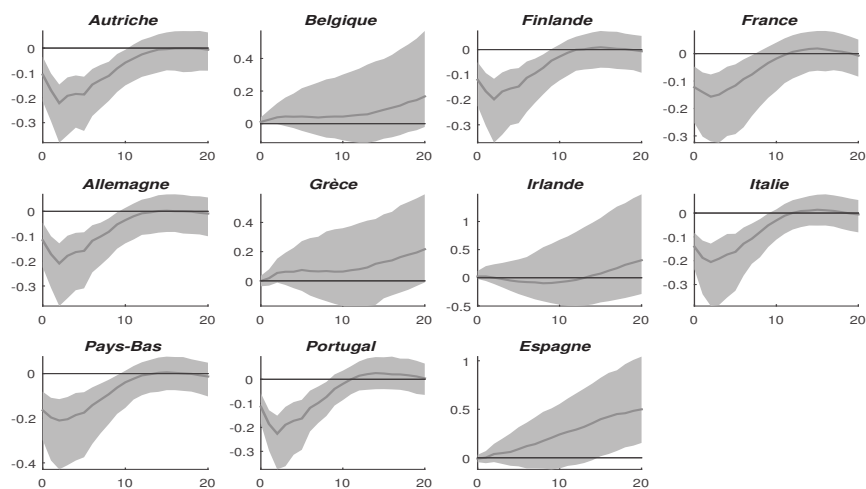
GRAPHIQUE 3.16: Différences dans les réponses des variables macroéconomiques à des chocs du LTRO et du SMP

Les graphiques sont les réponses du volume du taux de change effectif réel (Partie A), de l'indicateur composite avancé (CLI) (Partie B) et de l'inflation (Partie C) à un choc du SMP. La surface grisée est l'intervalle de confiance à 68% des différences de réponses sur la période 2011M1-2014M12.

(A) Indicateur composite avancé (CLI)



(B) Inflation



considérant 7 facteurs statiques et 4 facteurs dynamiques. Les résultats des estimations sont présentés à la section 3.E (en annexe). Globalement, il ressort qu'un choc du bilan de la banque centrale est suivi d'une baisse des taux longs et des taux débiteurs. Le choc est également suivi d'une baisse des taux effectifs réels, une hausse du CLI et du taux d'inflation, plus particulièrement sur la seconde période d'analyse.

Deuxièmement, nous modifions la stratégie d'identification du choc de politique monétaire. Nous supposons qu'une expansion du bilan de la BCE n'accroît pas le taux

souverain dans la zone euro¹⁴, ne baisse pas l'inflation et la masse monétaire M1. Les résultats des nouvelles estimations sont présentés à la section 3.F (en annexe). Comme précédemment, la hausse du bilan de la BCE est suivie d'une baisse des taux souverains et des taux débiteurs (BLR). De façon subséquente, l'expansion du bilan contribue à améliorer les conditions d'offre de crédit et stimule la demande de crédit. L'effet médian estimé du choc sur ces variables (BLR, taux longs, conditions d'offre et de demande de crédit) semble être plus important suivant cette stratégie d'identification. En ce qui concerne le secteur réel, on retrouve une baisse du taux de change effectif réel et une hausse du CLI et de l'inflation.

On peut conclure que nos résultats ne sont pas altérés par une augmentation du nombre de facteurs communs et une modification de la stratégie d'identification. Toutefois, il convient de noter que compte tenu de la dimension temporelle des données, un accroissement du nombre de facteurs peut conduire à une perte de précision des estimateurs.

3.6 Conclusion

Ce chapitre a analysé l'hétérogénéité dans la transmission des effets des politiques monétaires non conventionnelles dans la zone euro en estimant un modèle structurel à facteurs dynamiques.

Nous montrons que, les politiques monétaires non conventionnelles se transmettent à l'économie par une hausse du cours des actifs, qui à son tour a baissé les taux longs et les *spreads* souverains. La baisse des taux souverains a réduit le coût du financement externe des banques, qu'elles ont répercuté sur les taux débiteurs. En conséquence, les conditions de crédit se sont assouplies dans les différents pays, ce qui a relancé l'activité d'intermédiation. Ces politiques ont, par ailleurs, amélioré la compétitivité des pays, stimulé la demande et créé des anticipations d'inflation. Néanmoins, leurs effets sur l'activité et les conditions d'offre et de demande de crédit sont lents dans certains pays. Globalement, nos résultats sont compatibles avec les effets de signal, de liquidité et de ré-allocation de portefeuille. Nous mettons également en évidence les effets de ces mesures sur le taux de change.

14. Bien qu'il n'existe pas un Etat européen pour émettre des obligations, nous considérons le taux souverain calculé de la zone euro.

Comparativement à l'Allemagne, les taux souverains ont davantage baissé dans l'ensemble des pays à l'exception de l'Espagne. En outre, la politique d'achat d'actifs a des effets plus importants, en tant que mesure d'abaissement des taux souverains comparativement aux apports de liquidité en Autriche, en Finlande, en Allemagne, au Pays-Bas et en Espagne. Cette politique a également des effets plus importants sur le volume du crédit en Autriche, en Finlande, en Allemagne et au Pays-Bas. Dans ces derniers pays, auxquels s'ajoutent la France, l'Italie et le Portugal, cette mesure a des effets inflationnistes plus importants. Ces derniers résultats font des mesures d'achat d'actifs des politiques ayant une forte propension à créer des anticipations d'inflation. Toutefois, la question relative à l'efficacité des achats d'actifs en tant que meilleures stratégies de gestion de la crise reste hors du cadre d'analyse de cette thèse.

À l'opposé, les conditions de crédit s'améliorent significativement suite aux apports de liquidité. Plus spécifiquement, ces apports ont des effets plus importants sur la demande (resp. l'offre) de crédit en Autriche, en Belgique, en Allemagne et en Italie (resp. en Autriche, en Irlande et en Espagne). Au regard de ses effets sur les taux débiteurs, ces mesures sont moins (resp. plus) bénéfiques à l'Italie et au Portugal (resp. à la Belgique) comparativement à l'Allemagne.

La compétitivité des économies autrichienne, belge, finlandaise, hollandaise et portugaise s'améliore davantage à la suite de la mise en œuvre des mesures non conventionnelles comparativement à l'Allemagne. Néanmoins, les effets les plus importants des mesures non conventionnelles sur l'activité sont obtenus en Finlande. Dans les autres pays (Autriche, Belgique, France, Grèce, Italie et Espagne), ces effets sont plus faibles en comparaison à l'Allemagne. En conséquence, l'amélioration de la compétitivité des économies, y compris celles ayant un degré d'ouverture élevé, ne garantit pas systématiquement des effets plus importants des mesures non conventionnelles sur l'activité. L'efficacité du canal du taux de change dépend également de la conjoncture internationale et du degré de substitution entre les biens produits localement et importés.

Nos résultats montrent que les réponses des pays de la zone euro aux mesures de politiques monétaires non conventionnelles sont hétérogènes. La réponse asymétrique de la BCE au cours de la crise a certes permis de faire reculer la fragmentation financière au sein de la zone euro. Mais, la situation reste insatisfaisante puisque ces mesures n'ont pas toujours été plus efficaces là où les besoins se faisaient le plus sentir, surtout en

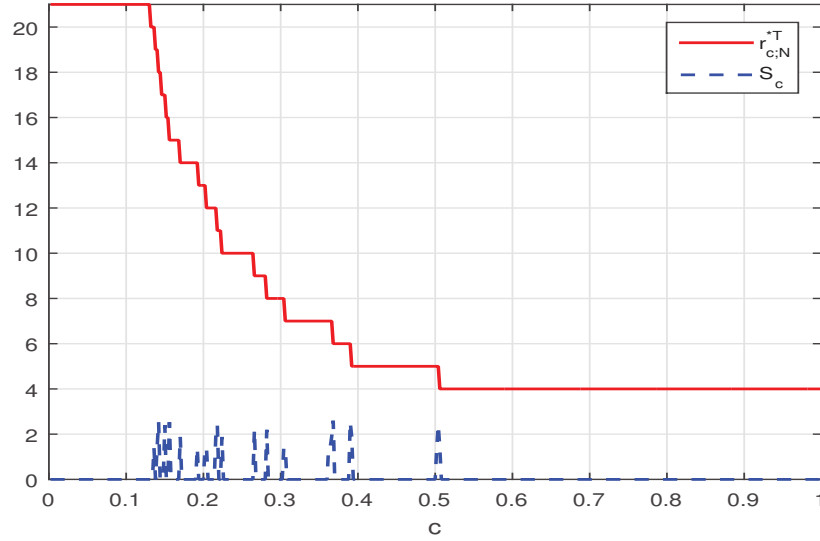
Espagne, en Grèce, en Irlande, en Italie et au Portugal. Même si les taux souverains ont fortement baissé dans ces pays, les effets en Espagne sont les mêmes sinon plus faibles que ceux obtenus en Allemagne. Malgré la baisse des taux souverains en Grèce et au Portugal, les variations dans les taux débiteurs dans ces deux pays restent en deçà des effets obtenus en Allemagne. Plus généralement, on n'observe pas d'améliorations très marquées (comparativement à l'Allemagne) dans les conditions d'offre et de demande de crédit dans les pays les plus affectés par la crise, à l'exception de l'Espagne (pour l'offre) et la Grèce (pour la demande). Finalement, les effets sur le volume du crédit sont peu perceptibles, sauf en Irlande où un vaste programme de recapitalisation des banques a été mis en place. D'une part, les effets de ces mesures sur l'activité sont faibles, comparativement à l'Allemagne, dans tous ces pays. D'autre part, les effets attendus de ces politiques en matière d'inflation sont absents en Grèce et en Irlande.

Tous ces résultats conduisent à expliquer les sources potentielles de cette hétérogénéité. C'est à cette question que tentera de répondre le chapitre 4.

Annexe

3.A Détermination du nombre de facteurs et de chocs communs

GRAPHIQUE 3.A.1: Nombre de facteurs estimés par l'approche de Alessi et al. (2010)



TABEAU 3.2: Sélection des facteurs statiques

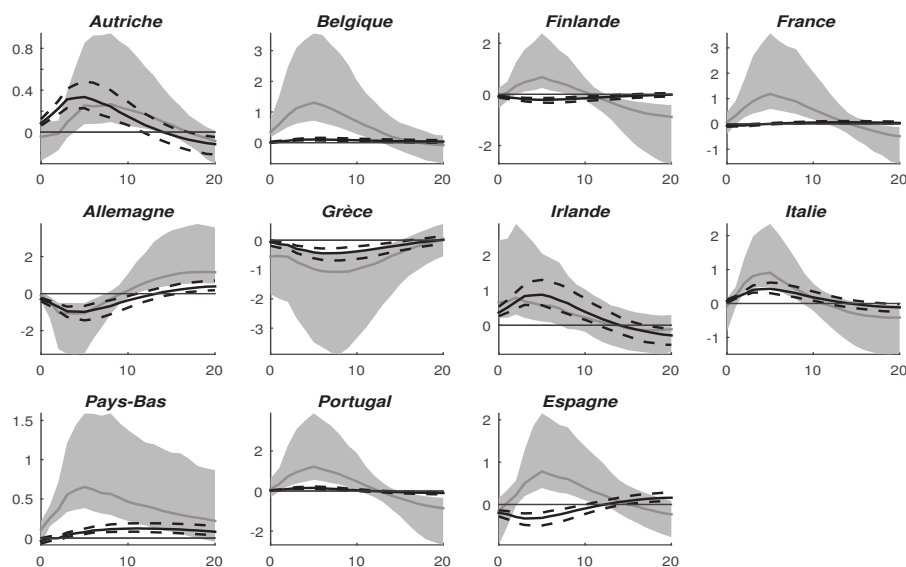
Ce tableau présente les statistiques IC_p , PC, AIC et BIC décrites dans Bai et Ng (2002) et calculées à partir de nos données. Les chiffres en gras indiquent les valeurs minimales des critères.

r	IC_{p1}	IC_{p2}	IC_{p3}	PC_{p1}	PC_{p2}	PC_{p3}	AIC ₁	BIC ₁	AIC ₂	BIC ₂	AIC ₃	BIC ₃
1	-0.3605	-0.3596	-0.3633	0.6670	0.6671	0.6666	0.6628	0.6666	0.6599	0.6604	0.6630	0.6789
2	-0.5521	-0.5503	-0.5577	0.5298	0.5300	0.5291	0.5215	0.5291	0.5156	0.5168	0.5219	0.5537
3	-0.6978	-0.6953	-0.7063	0.4431	0.4435	0.4420	0.4306	0.4420	0.4219	0.4236	0.4313	0.4789
4	-0.8770	-0.8736	-0.8882	0.3623	0.3627	0.3608	0.3456	0.3608	0.3340	0.3362	0.3465	0.4100
5	-0.9093	-0.9050	-0.9233	0.3416	0.3421	0.3397	0.3207	0.3397	0.3062	0.3090	0.3218	0.4011
6	-0.9255	-0.9204	-0.9424	0.3277	0.3284	0.3255	0.3027	0.3255	0.2853	0.2886	0.3039	0.3990
7	-0.9368	-0.9309	-0.9565	0.3167	0.3174	0.3141	0.2875	0.3141	0.2671	0.2710	0.2889	0.3997
8	-0.9409	-0.9340	-0.9634	0.3086	0.3095	0.3056	0.2752	0.3056	0.2520	0.2564	0.2768	0.4034
9	-0.9442	-0.9365	-0.9695	0.3016	0.3026	0.2983	0.2641	0.2983	0.2379	0.2429	0.2658	0.4081
10	-0.9439	-0.9354	-0.9720	0.2962	0.2973	0.2925	0.2545	0.2925	0.2254	0.2310	0.2564	0.4144
11	-0.9428	-0.9334	-0.9738	0.2916	0.2929	0.2876	0.2458	0.2876	0.2138	0.2199	0.2479	0.4215
12	-0.9412	-0.9309	-0.9749	0.2878	0.2892	0.2834	0.2378	0.2834	0.2029	0.2096	0.2401	0.4294
13	-0.9397	-0.9286	-0.9763	0.2846	0.2860	0.2798	0.2304	0.2798	0.1926	0.1998	0.2328	0.4377
14	-0.9336	-0.9216	-0.9730	0.2827	0.2843	0.2775	0.2244	0.2775	0.1836	0.1914	0.2269	0.4474
15	-0.9280	-0.9151	-0.9701	0.2812	0.2829	0.2757	0.2187	0.2757	0.1751	0.1834	0.2214	0.4575
16	-0.9169	-0.9032	-0.9619	0.2810	0.2828	0.2751	0.2143	0.2751	0.1678	0.1767	0.2172	0.4688
17	-0.9072	-0.8926	-0.9550	0.2810	0.2829	0.2747	0.2101	0.2747	0.1607	0.1701	0.2131	0.4802
18	-0.8970	-0.8816	-0.9476	0.2813	0.2833	0.2746	0.2063	0.2746	0.1539	0.1639	0.2093	0.4920
19	-0.8879	-0.8716	-0.9413	0.2818	0.2839	0.2748	0.2026	0.2748	0.1473	0.1578	0.2058	0.5039
20	-0.8753	-0.8582	-0.9316	0.2830	0.2853	0.2757	0.1997	0.2757	0.1415	0.1526	0.2030	0.5165
21	-0.8638	-0.8458	-0.9228	0.2844	0.2868	0.2767	0.1969	0.2767	0.1358	0.1475	0.2003	0.5293

3.B Résultats avec la taille du bilan comme indicateur de politique monétaire

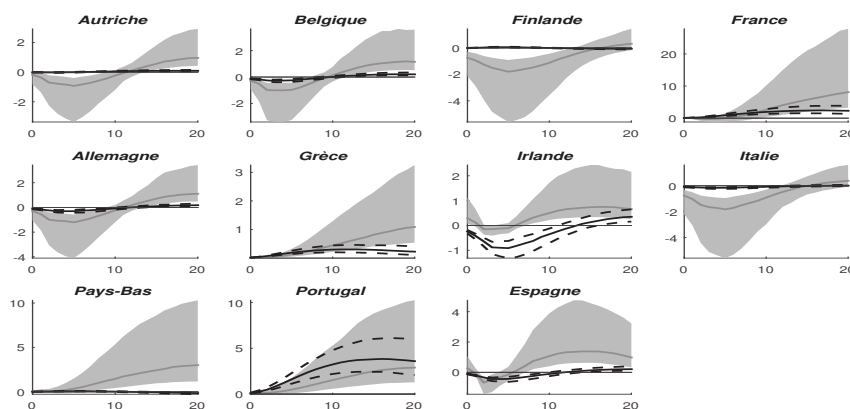
GRAPHIQUE 3.B.1: Réponses du MIX à un choc du bilan

Ce graphique présente les réponses du MIX suite à un choc du bilan de la BCE. Le MIX est calculé comme le ratio entre l'encours du crédit et le total du financement, ce total étant la somme des encours de crédits et des titres. La surface grisée est l'intervalle de confiance à 68% des réponses sur la période 2008M1-2014M12 et le trait plein (noir foncé) est la réponse médiane estimée sur la période 2011M1-2014M12 et les bornes de l'intervalle de confiance à 68% en pointillé.



GRAPHIQUE 3.B.2: Réponses de l'Indice de la production industrielle à un choc du bilan

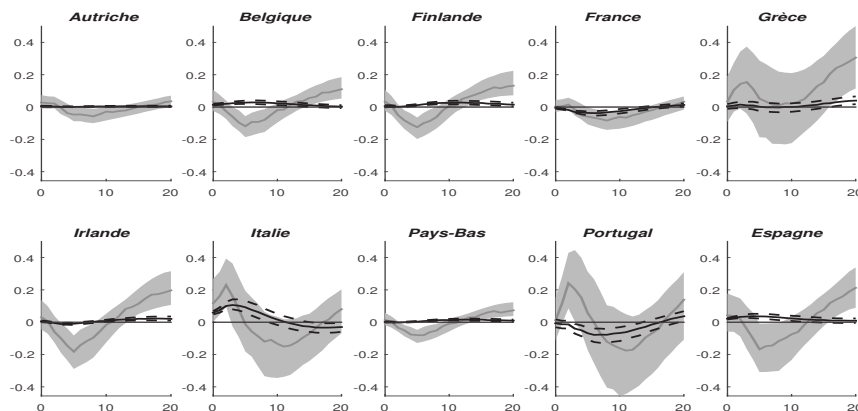
Les graphiques sont les réponses de l'indice de la production industrielle à un choc de bilan de la BCE. La surface grisée est l'intervalle de confiance à 68% des réponses sur la période 2008M1-2014M12 et le trait plein (noir foncé) est la réponse médiane estimée sur la période 2011M1-2014M12 et les bornes de l'intervalle de confiance à 68% en pointillé.



3.C Résultats avec le LTRO comme indicateur de politique monétaire

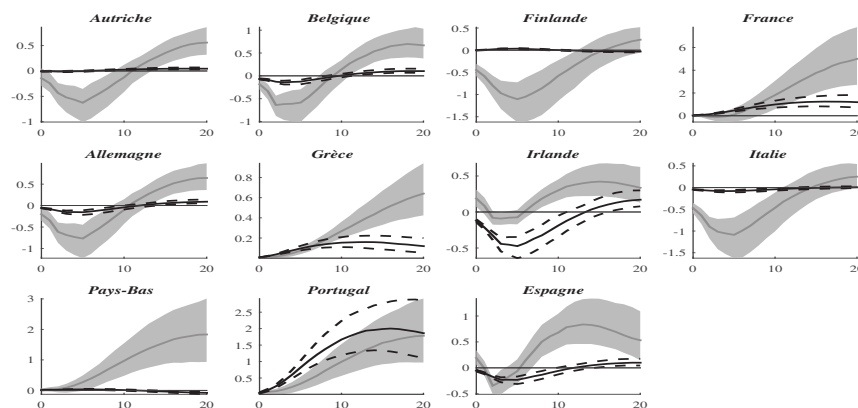
GRAPHIQUE 3.C.1: Hétérogénéité dans les réponses du BLR à un choc du LTRO

Les graphiques sont les résultats du test de l'hétérogénéité dans les réponses des BLR suite à un choc du LTRO. La surface grisée est l'intervalle de confiance à 68% des réponses sur la période 2008M1-2014M12 et le trait plein (noir foncé) est la réponse médiane estimée sur la période 2011M1-2014M12 et les bornes de l'intervalle de confiance à 68% en pointillé.



GRAPHIQUE 3.C.2: Réponses de l'Indice de la production industrielle à un choc du LTRO

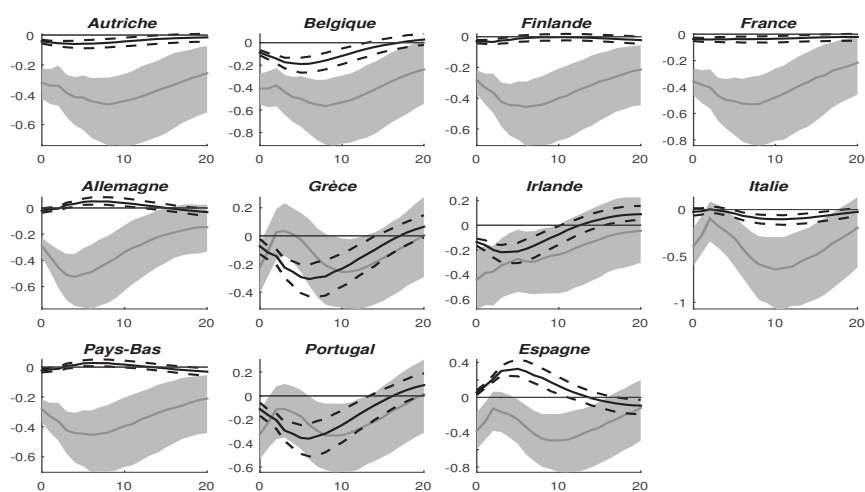
Les graphiques sont les réponses de l'indice de la production industrielle à un choc de bilan de la BCE. La surface grisée est l'intervalle de confiance à 68% des réponses sur la période 2008M1-2014M12 et le trait plein (noir foncé) est la réponse médiane estimée sur la période 2011M1-2014M12 et les bornes de l'intervalle de confiance à 68% en pointillé.



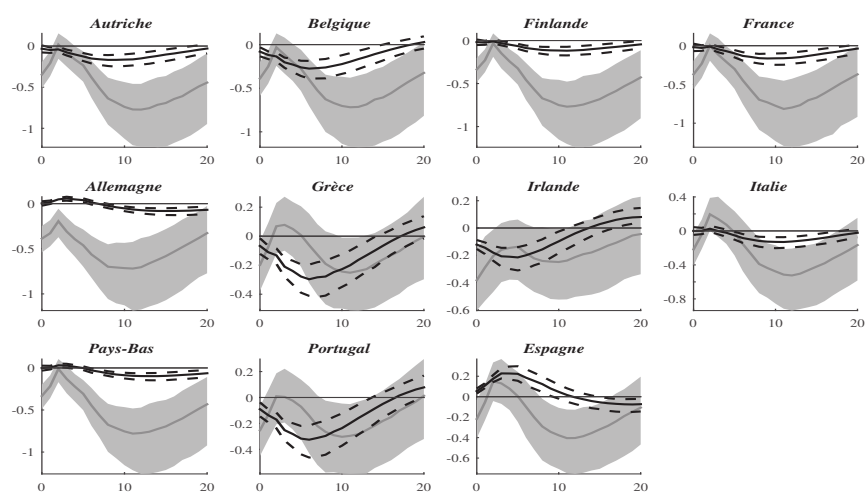
GRAPHIQUE 3.C.3: Réponses des taux longs et primes souveraines à un choc du LTRO

Les graphiques sont les réponses des taux longs (partie A) et primes souveraines (partie B) à un choc du LTRO. La surface grisée est l'intervalle de confiance à 68% des réponses sur la période 2008M1-2014M12 et le trait plein (noir foncé) est la réponse médiane estimée sur la période 2011M1-2014M12 et les bornes de l'intervalle de confiance à 68% en pointillé.

(A) Taux longs



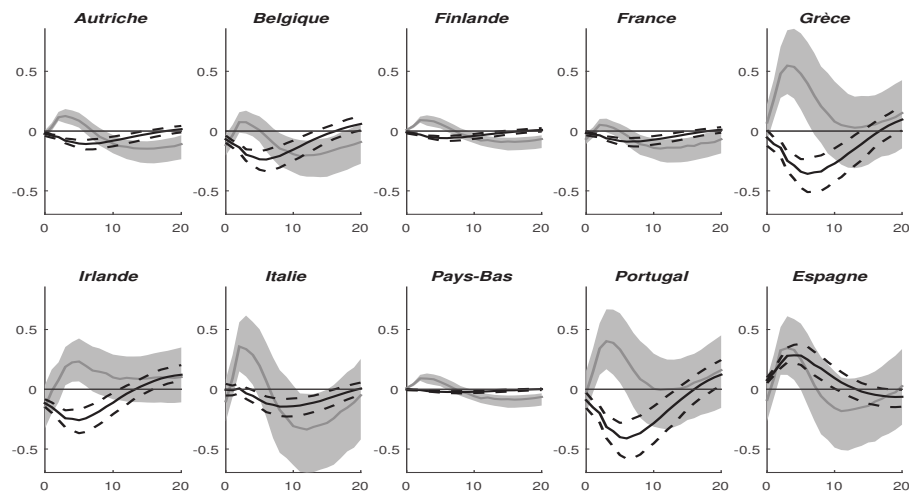
(B) Primes souveraines



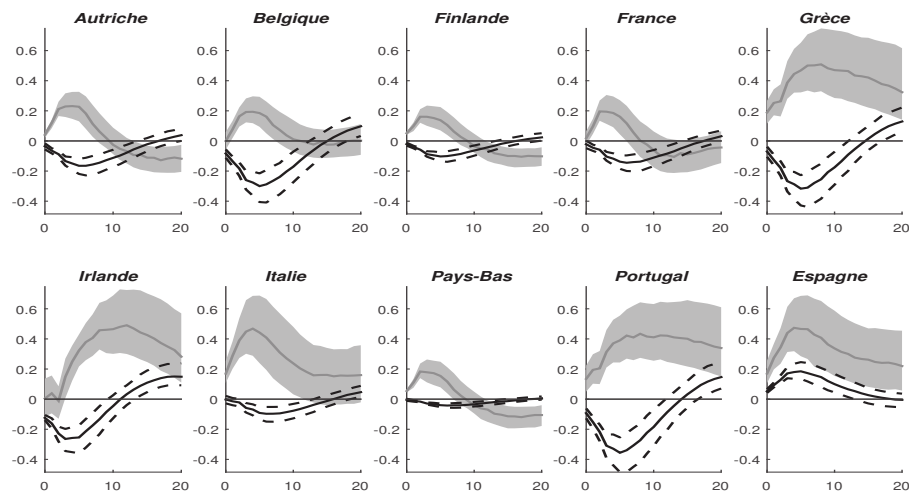
GRAPHIQUE 3.C.4: Hétérogénéité dans les réponses des taux longs à un choc du LTRO

Les graphiques sont les résultats du test de l'hétérogénéité dans les réponses des taux longs (partie A) et des primes souveraines (partie B) suite à un choc du LTRO. Le pays de référence est l'Allemagne. Les taux longs sont les taux souverains à dix ans et la prime est calculée comme la différence entre le taux souverain du pays et celui des Etats-Unis. La surface grisée est l'intervalle de confiance à 68% des réponses sur la période 2008M1-2014M12 et le trait plein (noir foncé) est la réponse médiane estimée sur la période 2011M1-2014M12 et les bornes de l'intervalle de confiance à 68% en pointillé.

(A) Taux longs



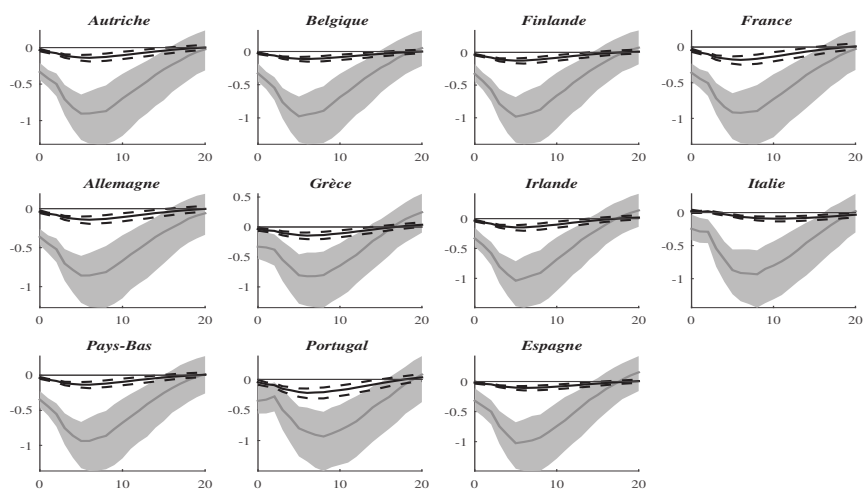
(B) Prime souveraine



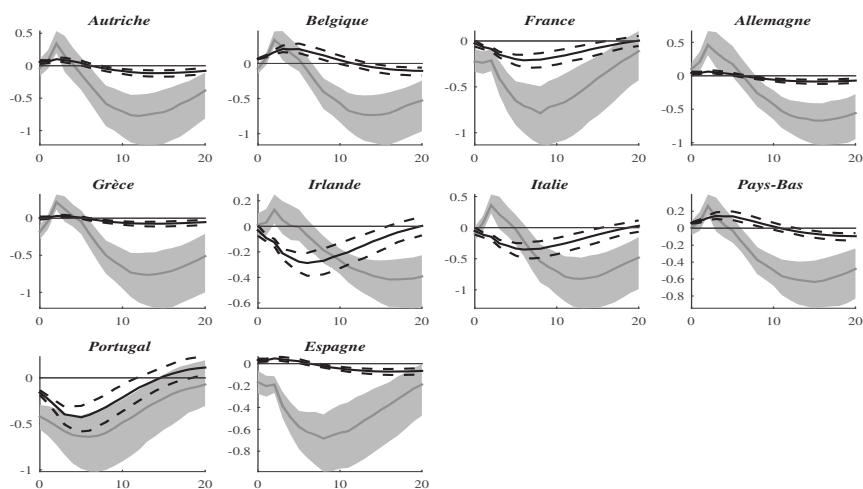
GRAPHIQUE 3.C.5: Réponses du BLR, des indicateurs d'offre et de demande de crédit à un choc du LTRO

Les graphiques sont les réponses du BLR et des indicateurs d'offre et de demande de crédit à un choc du LTRO. La surface grisée est l'intervalle de confiance à 68% des réponses sur la période 2008M1-2014M12 et le trait plein (noir foncé) est la réponse médiane estimée sur la période 2011M1-2014M12 et les bornes de l'intervalle de confiance à 68% en pointillé.

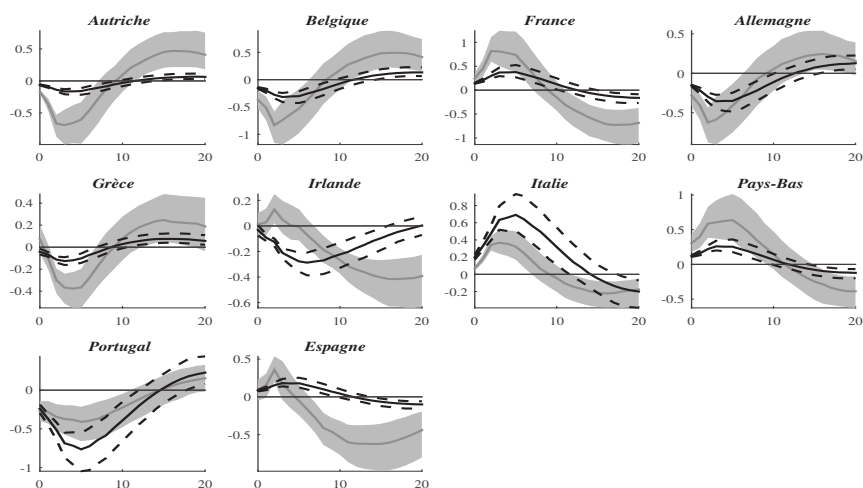
(A) Bank lending rate



(B) Indicateur d'offre de crédit



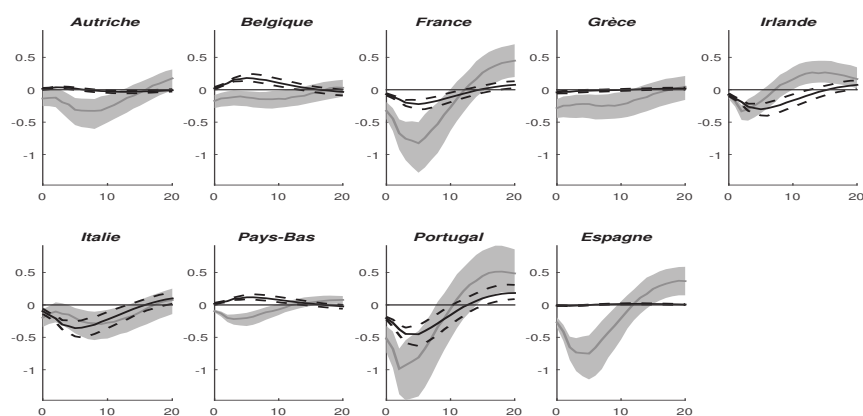
(c) Indicateur de demande de crédit



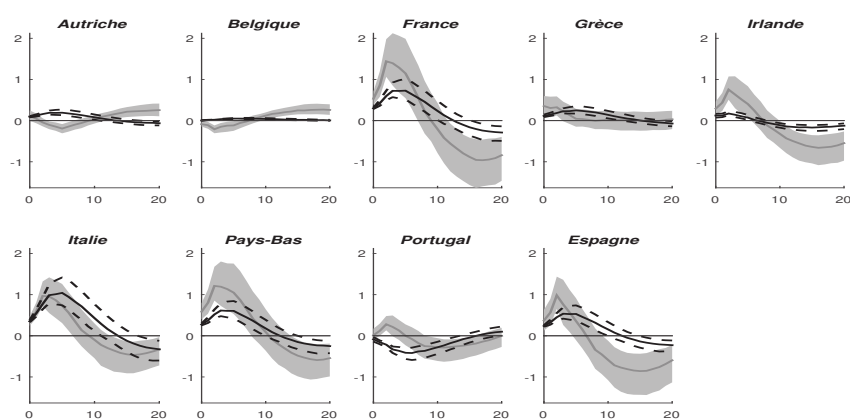
GRAPHIQUE 3.C.6: Hétérogénéité dans les réponses des indicateurs d'offre et de demande de crédit à un choc du LTRO

Les graphiques sont les résultats du test de l'hétérogénéité dans les réponses des indicateurs d'offre (partie A) et de demande de crédit (partie B) suite à un choc du LTRO. La surface grisée est l'intervalle de confiance à 68% des réponses sur la période 2008M1-2014M12 et le trait plein (noir foncé) est la réponse médiane estimée sur la période 2011M1-2014M12 et les bornes de l'intervalle de confiance à 68% en pointillé.

(A) Indicateur d'offre de crédit



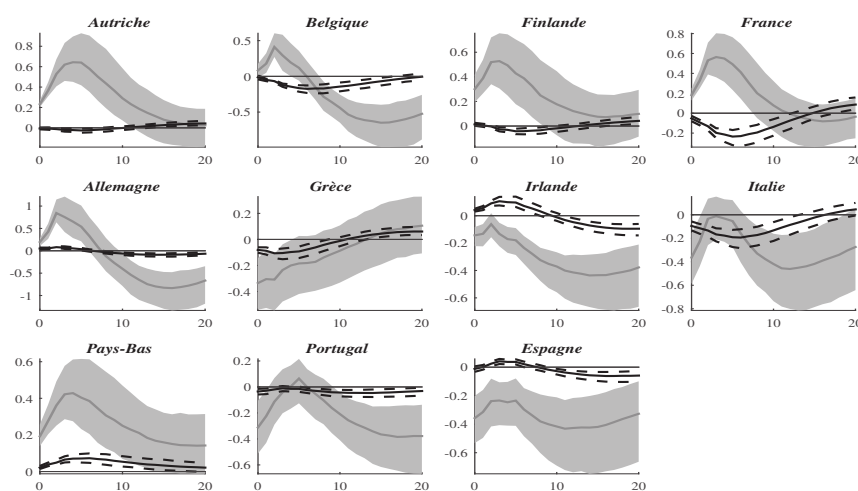
(B) Indicateur de demande de crédit



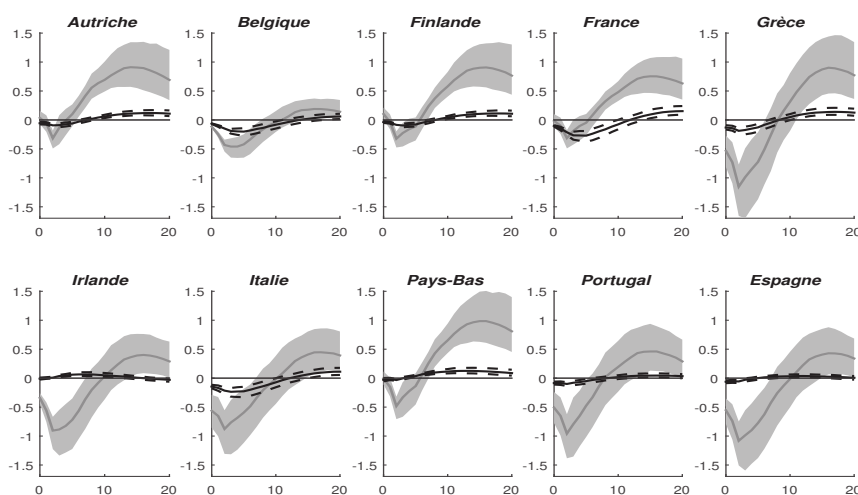
GRAPHIQUE 3.C.7: Réponses du crédit aux entreprises à un choc du LTRO

Les graphiques sont les réponses du volume du crédit aux entreprises à un choc du LTRO. La surface grisée est l'intervalle de confiance à 68% des réponses sur la période 2008M1-2014M12 et le trait plein (noir foncé) est la réponse médiane estimée sur la période 2011M1-2014M12 et les bornes de l'intervalle de confiance à 68% en pointillé.

(A) Réponses impulsionnelles



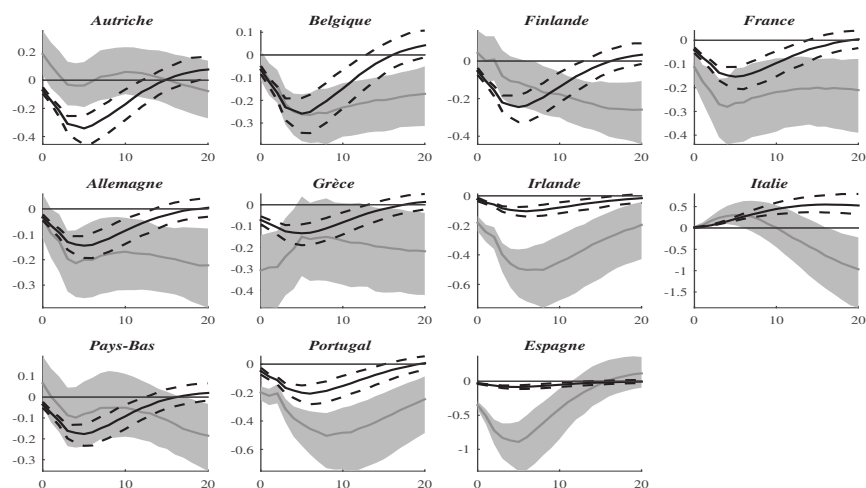
(B) Quantification de l'hétérogénéité : distance par rapport à l'Allemagne



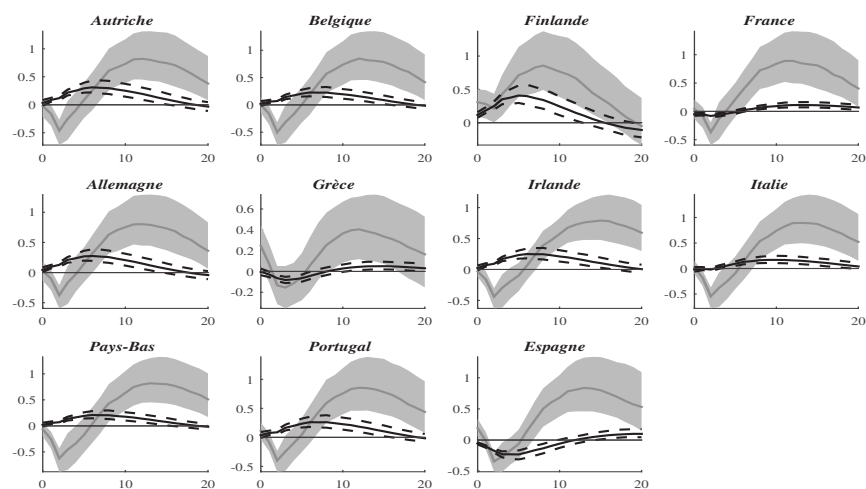
GRAPHIQUE 3.C.8: Réponses des variables macroéconomiques à un choc du LTRO

Les graphiques sont les réponses du taux de change effectif réel (Partie A), de l'indicateur composite avancé (CLI) (Partie B) et de l'inflation (Partie C) à un choc du LTRO. La surface grisée est l'intervalle de confiance à 68% des réponses sur la période 2008M1-2014M12 et le trait plein (noir foncé) est la réponse médiane estimée sur la période 2011M1-2014M12 et les bornes de l'intervalle de confiance à 68% en pointillé.

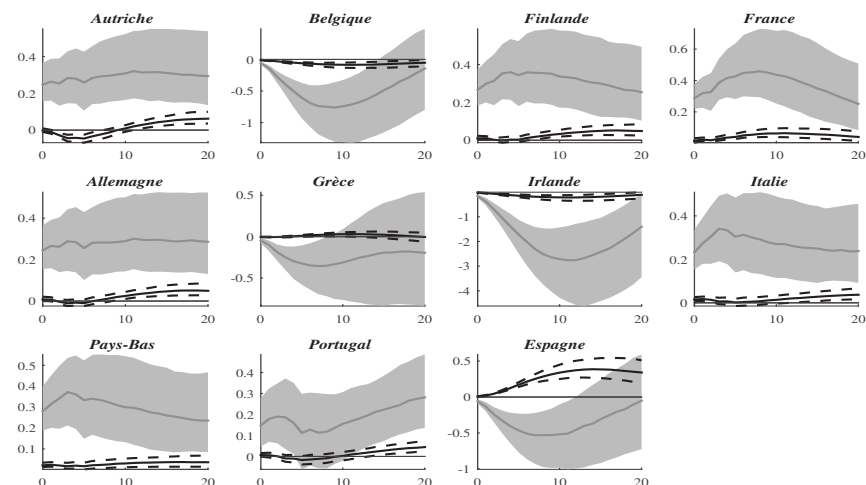
(A) Taux de change effectif réel



(B) Indicateur composite avancé (CLI)



(c) Inflation

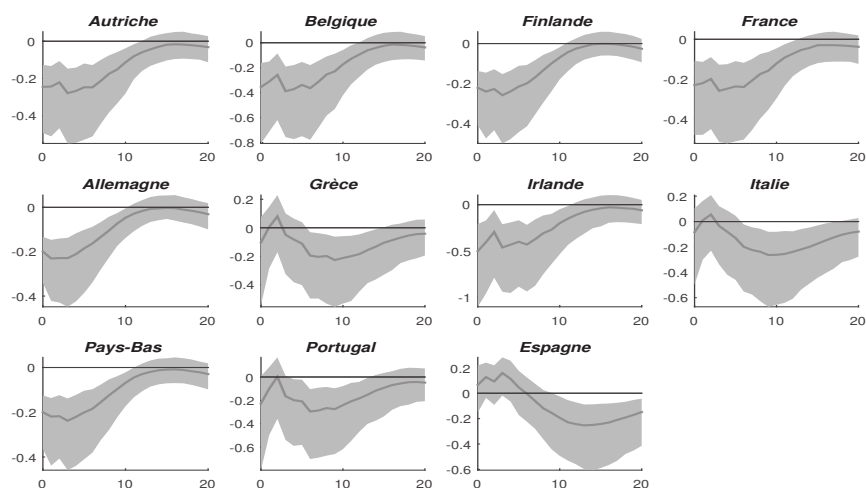


3.D Résultats avec le SMP comme indicateur de politique monétaire

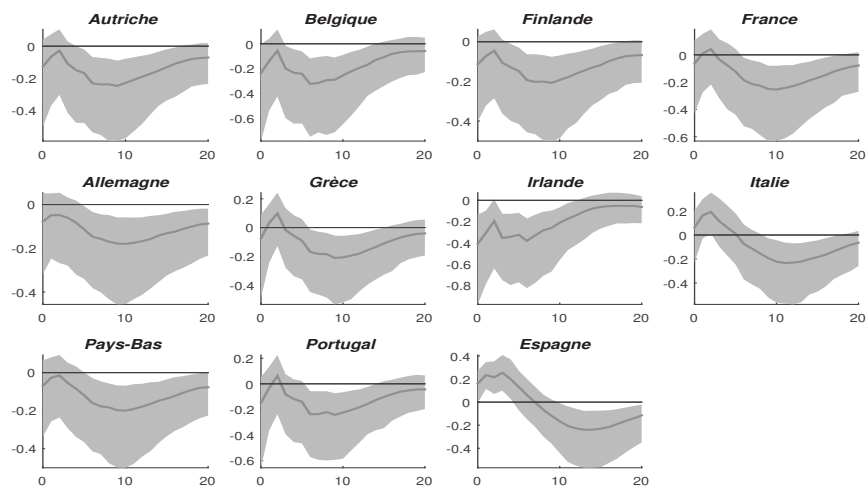
GRAPHIQUE 3.D.1: Réponses des taux longs et primes souveraines à un choc du SMP

Les graphiques sont les réponses de l'indice de la production industrielle à un choc du SMP. La surface grisée est l'intervalle de confiance à 68% des réponses sur la période 2011M1-2014M12.

(A) Taux longs



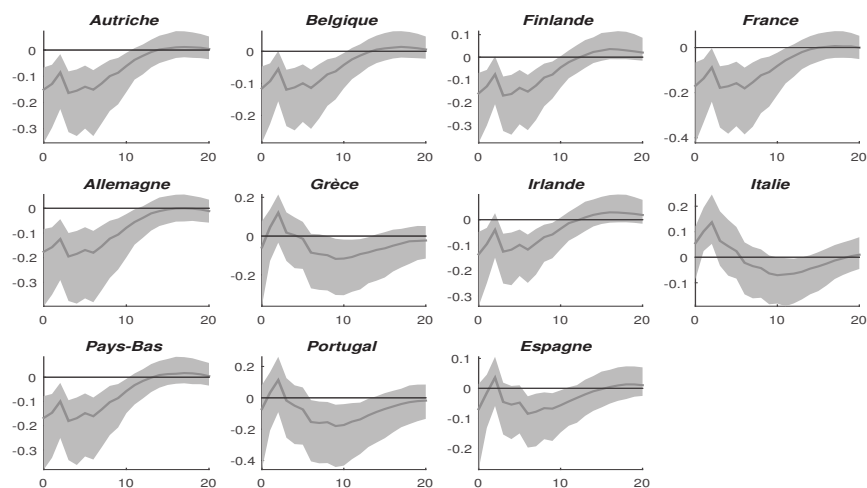
(B) Primes souveraines



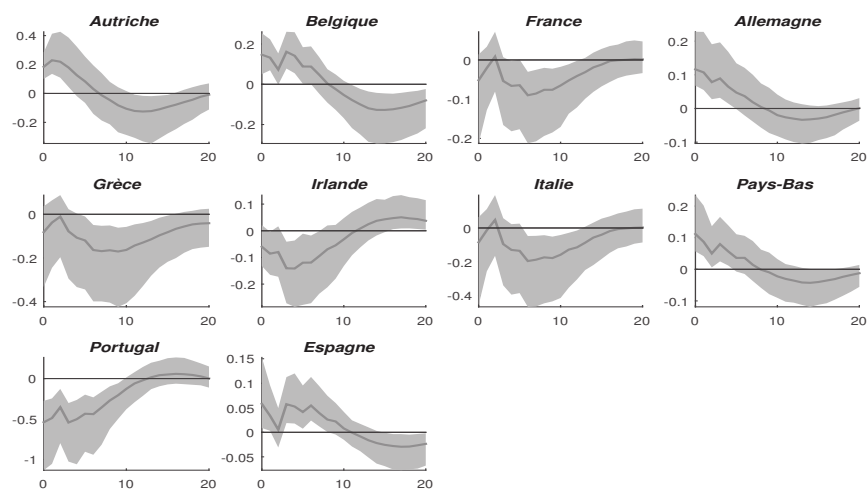
GRAPHIQUE 3.D.2: Réponses du BLR, des indicateurs d'offre et de demande de crédit à un choc du SMP

Les graphiques sont les réponses du BLR et des indicateurs d'offre et de demande de crédit à un choc du LTRO. La surface grisée est l'intervalle de confiance à 68% des réponses sur la période 2011M1-2014M12.

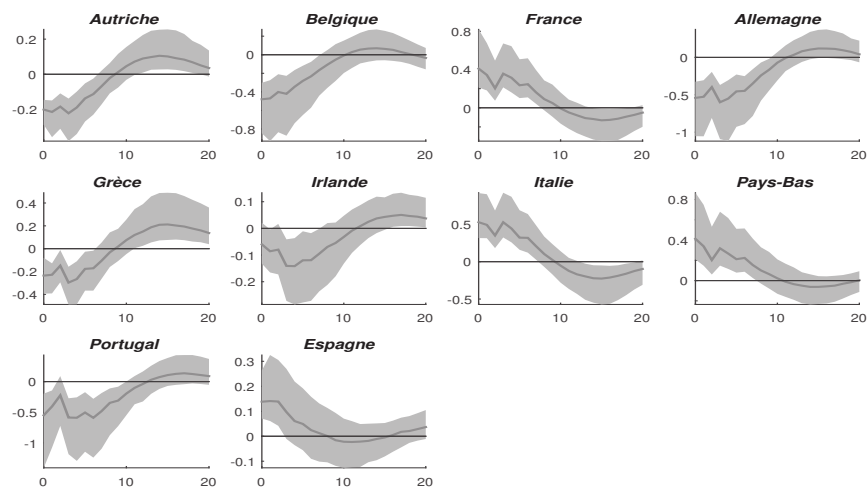
(A) Bank lending rate



(B) Indicateur d'offre de crédit



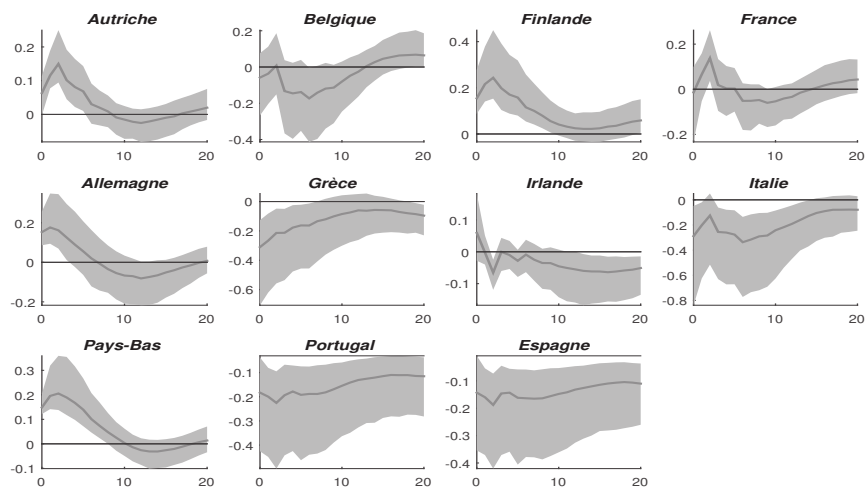
(c) Indicateur de demande de crédit



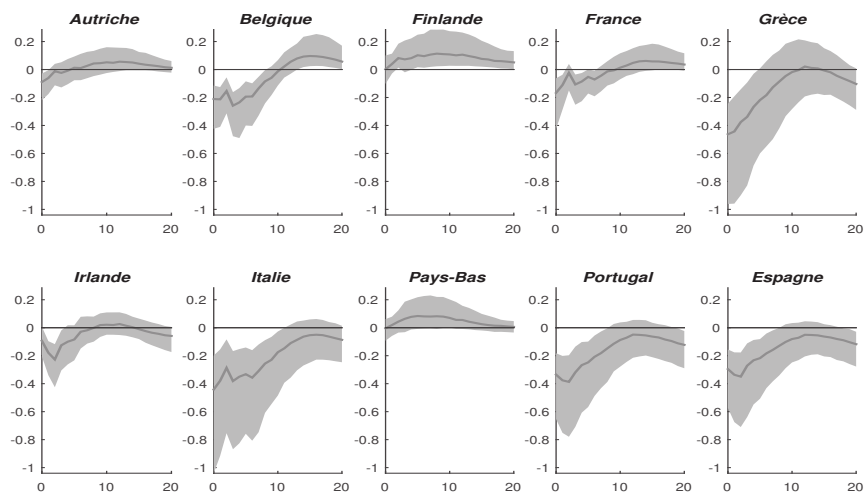
GRAPHIQUE 3.D.3: Réponses du crédit aux entreprises à un choc du SMP

Les graphiques sont les réponses du volume du crédit aux entreprises à un choc du SMP. La surface grisée est l'intervalle de confiance à 68% des réponses sur la période 2011M1-2014M12.

(A) Réponses impulsionnelles



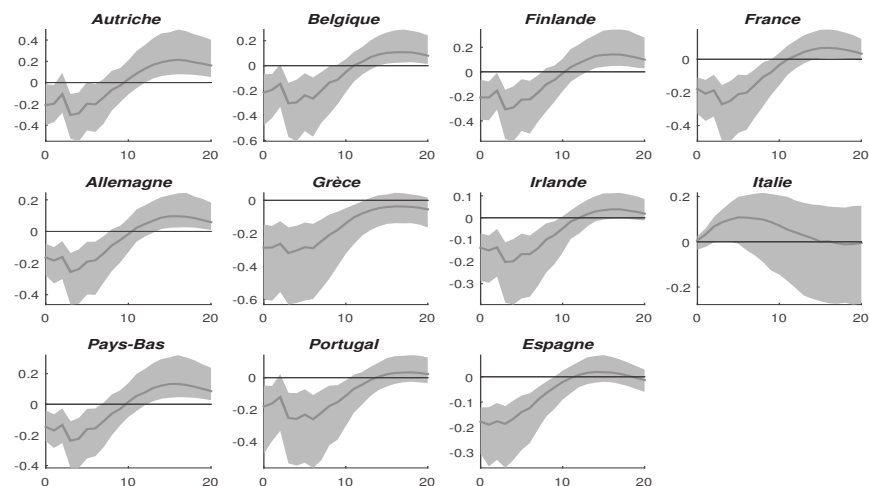
(B) Quantification de l'hétérogénéité : distance par rapport à l'Allemagne



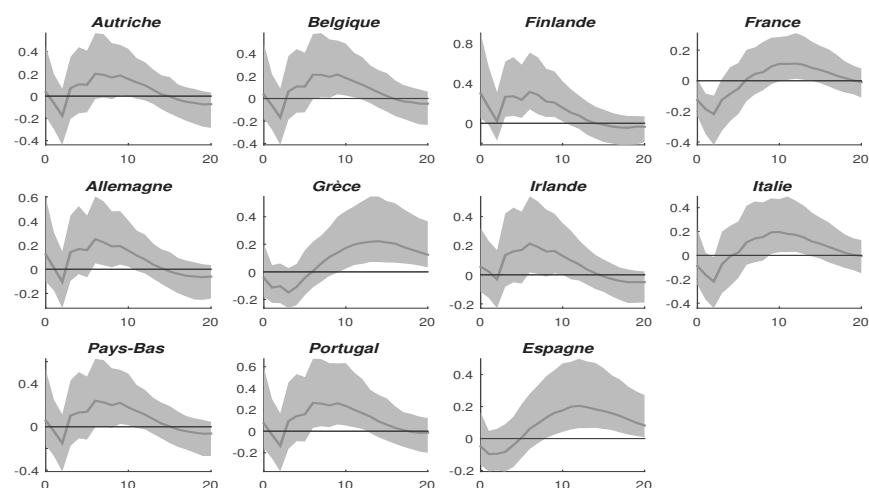
GRAPHIQUE 3.D.4: Réponses des variables macroéconomiques à un choc du SMP

Les graphiques sont les réponses du volume du taux de change effectif réel (Partie A), de l'indicateur composite avancé (CLI) (Partie B) et de l'inflation (Partie C) à un choc du SMP. La surface grisée est l'intervalle de confiance à 68% des réponses sur la période 2011M1-2014M12.

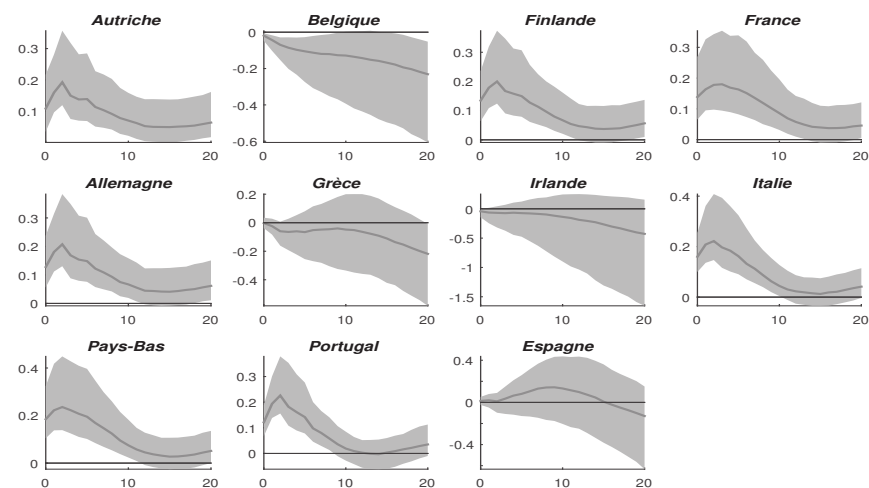
(A) Taux de change effectif réel



(B) Indicateur composite avancé (CLI)

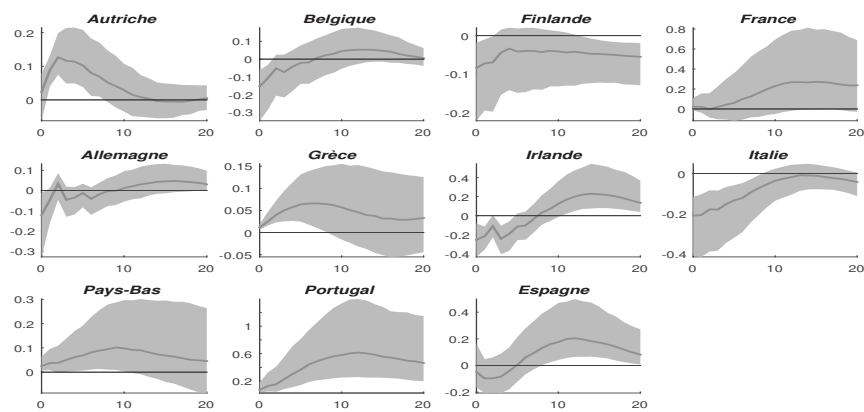


(c) Inflation



GRAPHIQUE 3.D.5: Réponses de l'Indice de la production industrielle à un choc du SMP

Les graphiques sont les réponses de l'indice de la production industrielle à un choc de bilan de la BCE. La surface grisée est l'intervalle de confiance à 68% des réponses sur la période 2011M1-2014M12.

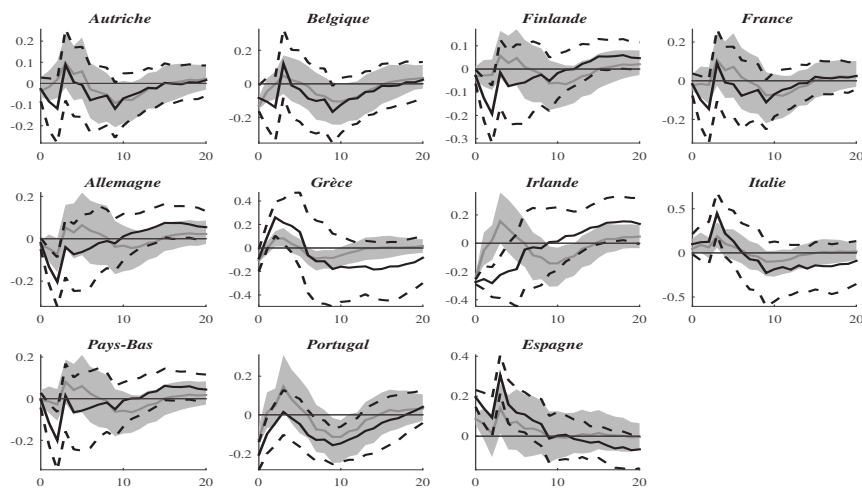


3.E Résultats en utilisant sept facteurs communs

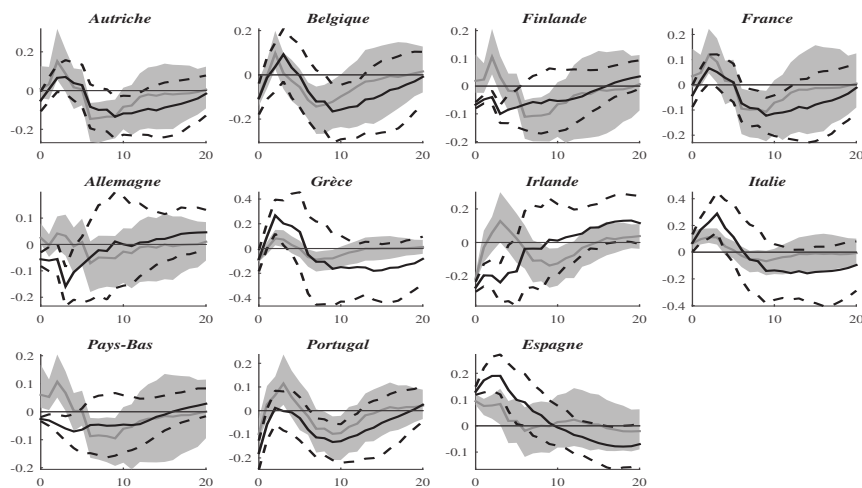
GRAPHIQUE 3.E.1: Réponses des taux longs et primes souveraines à un choc du bilan avec 7 facteurs

Les graphiques sont les réponses de l'indice de la production industrielle à un choc du bilan en utilisant sept facteurs communs. La surface grisée est l'intervalle de confiance à 68% des réponses sur la période 2008M1-2014M12 et le trait plein (noir foncé) est la réponse médiane estimée sur la période 2011M1-2014M12 et les bornes de l'intervalle de confiance à 68% en pointillé.

(A) Taux longs



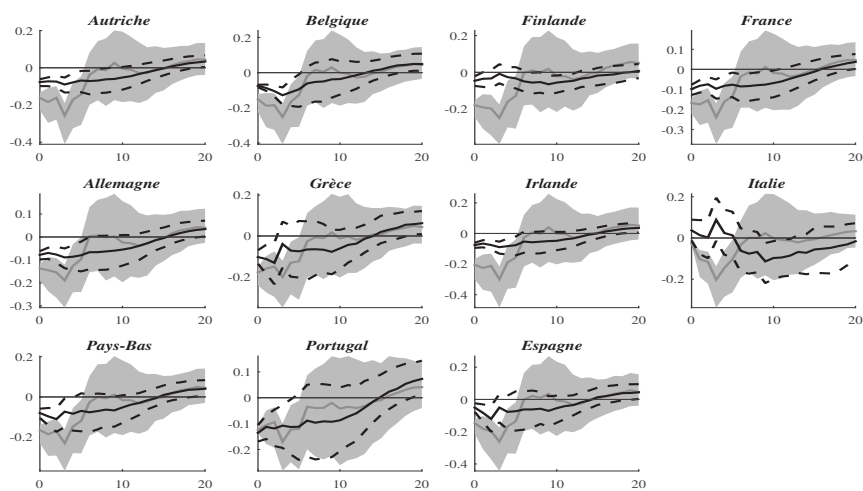
(B) Primes souveraines



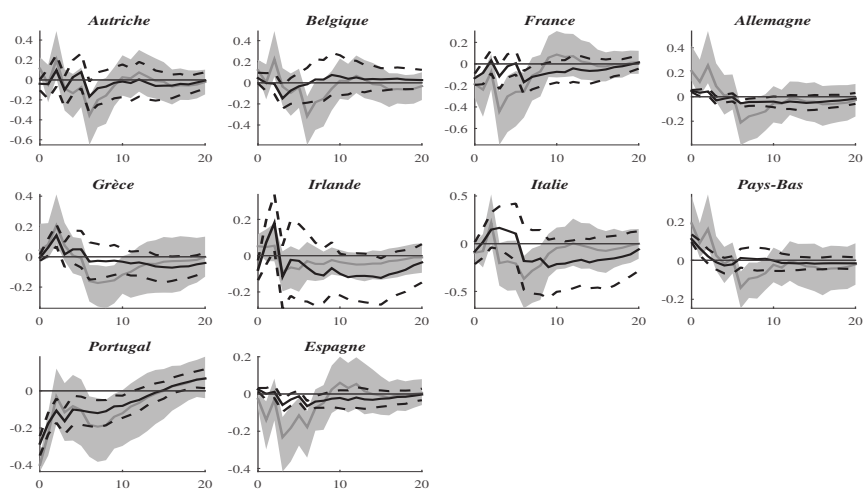
GRAPHIQUE 3.E.2: Réponses du BLR, des indicateurs d'offre et de demande de crédit à un choc du bilan avec 7 facteurs

Les graphiques sont les réponses du BLR et des indicateurs d'offre et de demande de crédit à un choc du bilan en utilisant sept facteurs communs. La surface grisée est l'intervalle de confiance à 68% des réponses sur la période 2008M1-2014M12 et le trait plein (noir foncé) est la réponse médiane estimée sur la période 2011M1-2014M12 et les bornes de l'intervalle de confiance à 68% en pointillé.

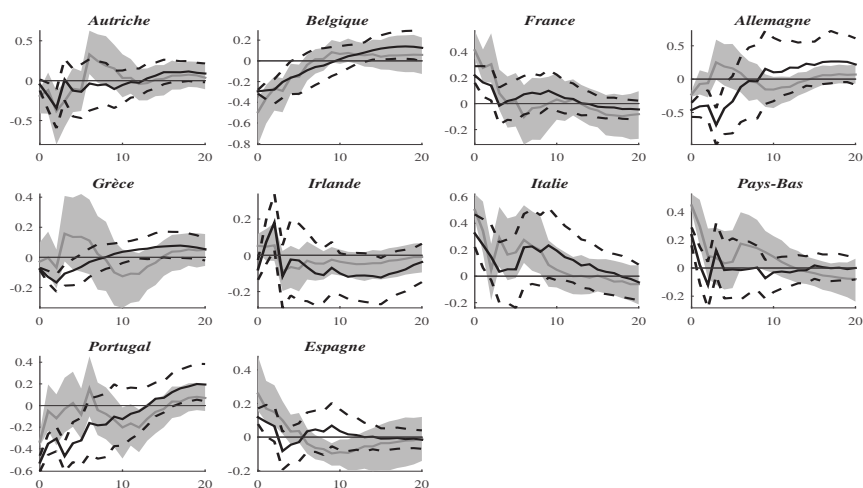
(A) Bank lending rate



(B) Indicateur d'offre de crédit



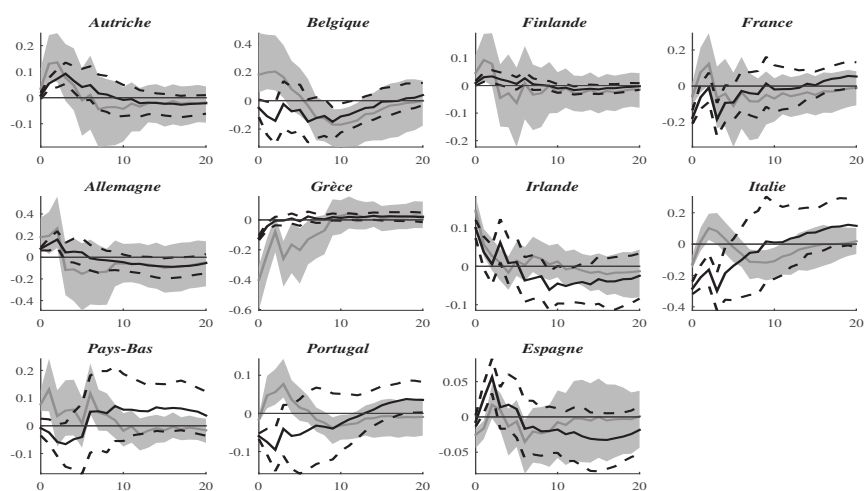
(C) Indicateur de demande de crédit



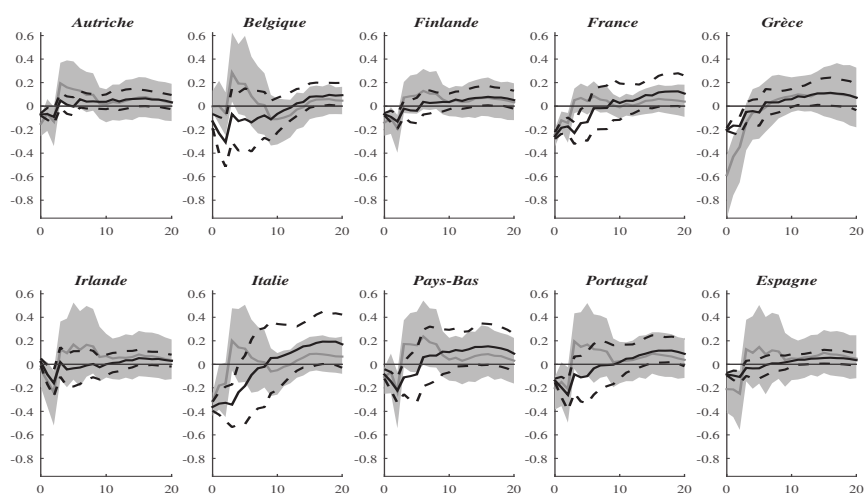
GRAPHIQUE 3.E.3: Réponses du crédit aux entreprises à un choc du bilan avec 7 facteurs

Les graphiques sont les réponses du volume du crédit aux entreprises à un choc du bilan en utilisant sept facteurs communs. La surface grisée est l'intervalle de confiance à 68% des réponses sur la période 2008M1-2014M12 et le trait plein (noir foncé) est la réponse médiane estimée sur la période 2011M1-2014M12 et les bornes de l'intervalle de confiance à 68% en pointillé.

(A) Réponses impulsionnelles



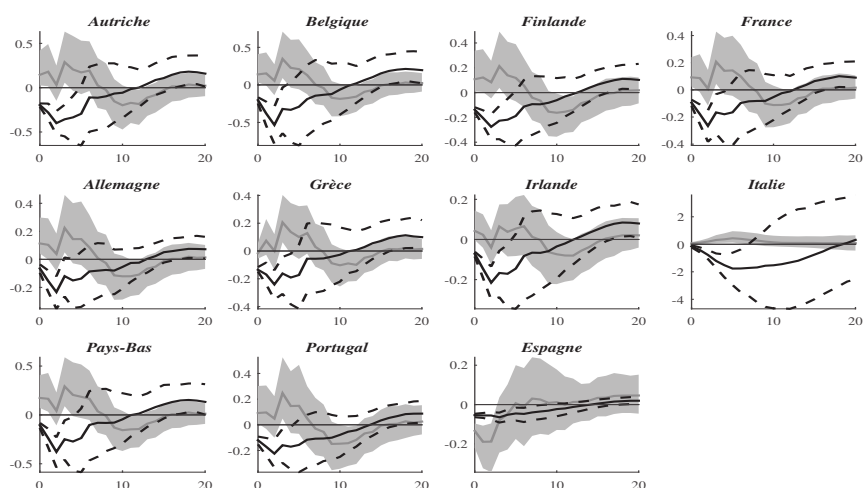
(B) Quantification de l'hétérogénéité : distance par rapport à l'Allemagne



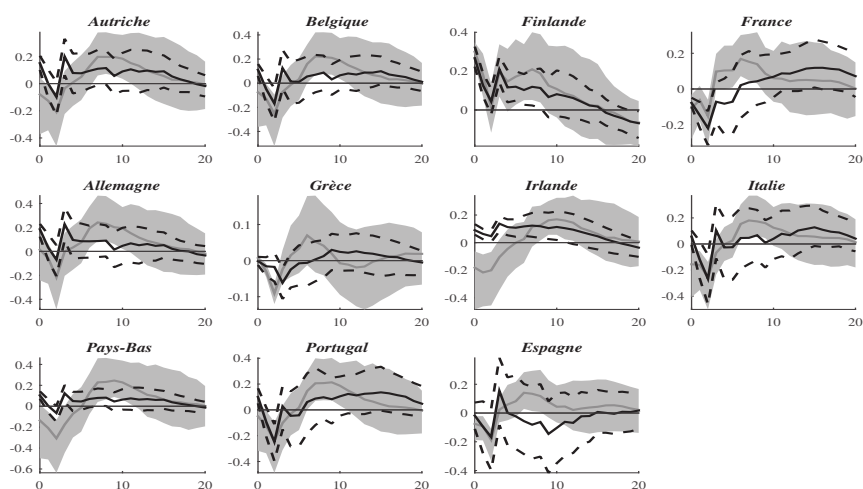
GRAPHIQUE 3.E.4: Réponses des variables macroéconomiques à un choc du bilan avec 7 facteurs

Les graphiques sont les réponses du volume du taux de change effectif réel (Partie A), de l'indicateur composite avancé (CLI) (Partie B) et de l'inflation (Partie C) à un choc du bilan en utilisant sept facteurs communs. La surface grisée est l'intervalle de confiance à 68% des réponses sur la période 2008M1-2014M12 et le trait plein (noir foncé) est la réponse médiane estimée sur la période 2011M1-2014M12 et les bornes de l'intervalle de confiance à 68% en pointillé.

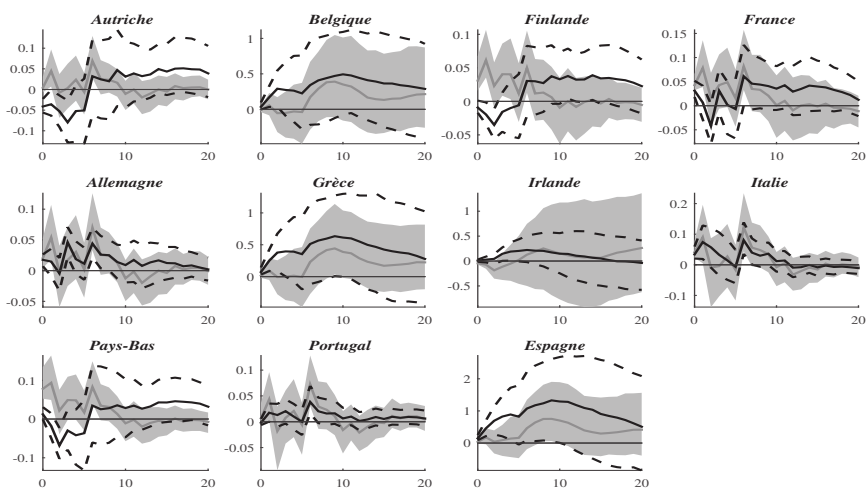
(A) Taux de change effectif réel



(B) Indicateur composite avancé (CLI)



(c) Inflation

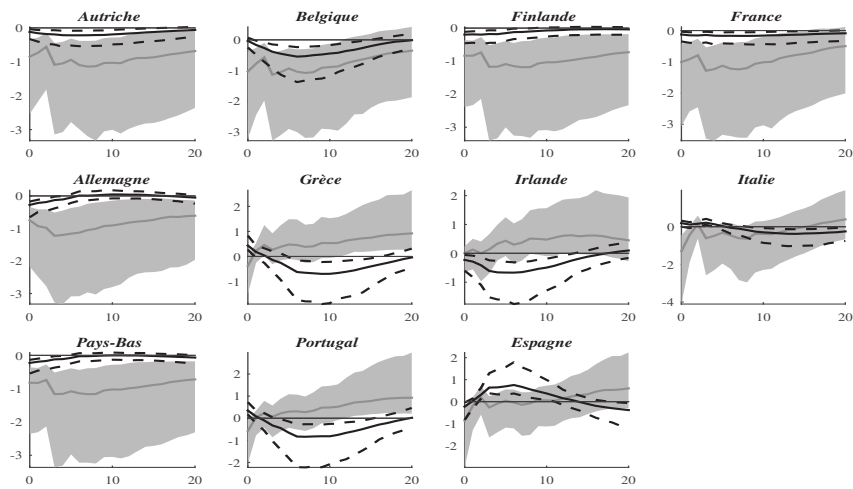


3.F Résultats en utilisant une nouvelle stratégie d'identification

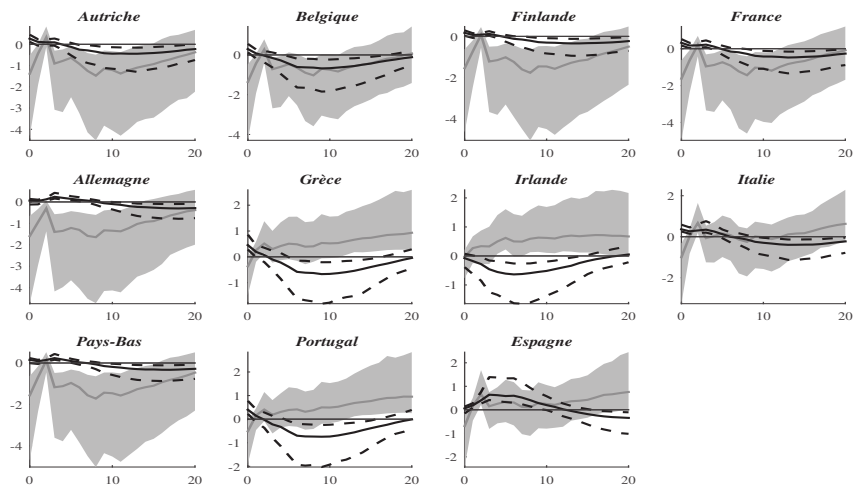
GRAPHIQUE 3.F.1: Réponses des taux longs et primes souveraines à un choc du bilan suivant un autre schéma d'identification

Les graphiques sont les réponses de l'indice de la production industrielle à un choc du bilan en utilisant une nouvelle stratégie d'identification. La surface grisée est l'intervalle de confiance à 68% des réponses sur la période 2008M1-2014M12 et le trait plein (noir foncé) est la réponse médiane estimée sur la période 2011M1-2014M12 et les bornes de l'intervalle de confiance à 68% en pointillé.

(A) Taux longs



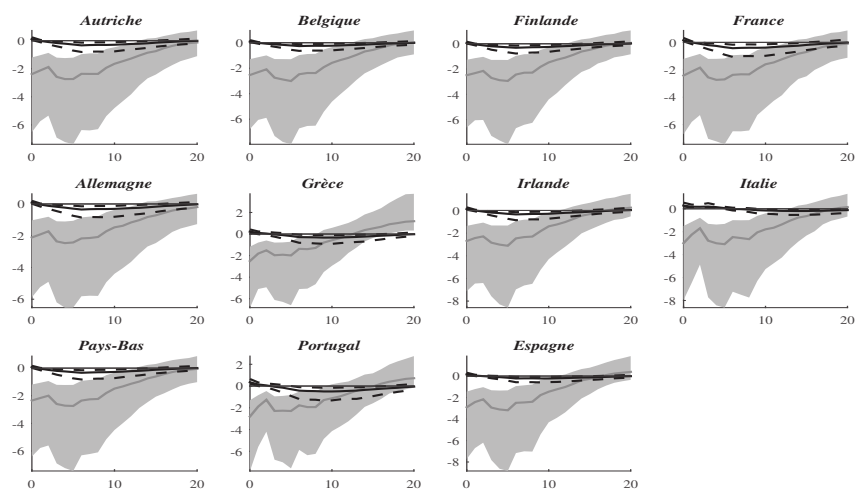
(B) Primes souveraines



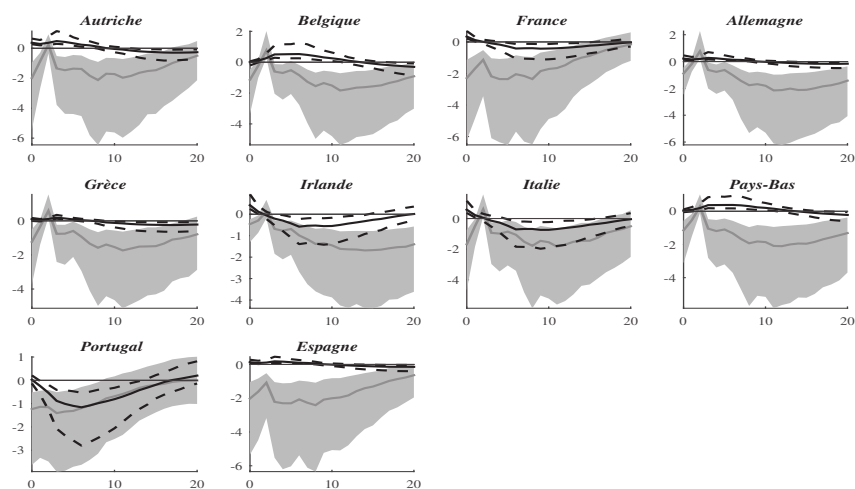
GRAPHIQUE 3.F.2: Réponses du BLR, des indicateurs d'offre et de demande de crédit à un choc du bilan suivant un autre schéma d'identification

Les graphiques sont les réponses du BLR et des indicateurs d'offre et de demande de crédit à un choc du bilan en utilisant une nouvelle stratégie d'identification. La surface grisée est l'intervalle de confiance à 68% des réponses sur la période 2008M1-2014M12 et le trait plein (noir foncé) est la réponse médiane estimée sur la période 2011M1-2014M12 et les bornes de l'intervalle de confiance à 68% en pointillé.

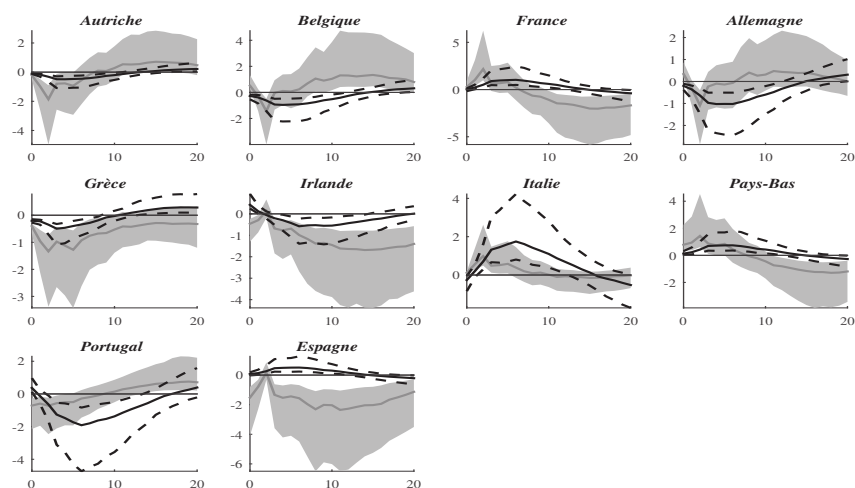
(A) Bank lending rate



(B) Indicateur d'offre de crédit



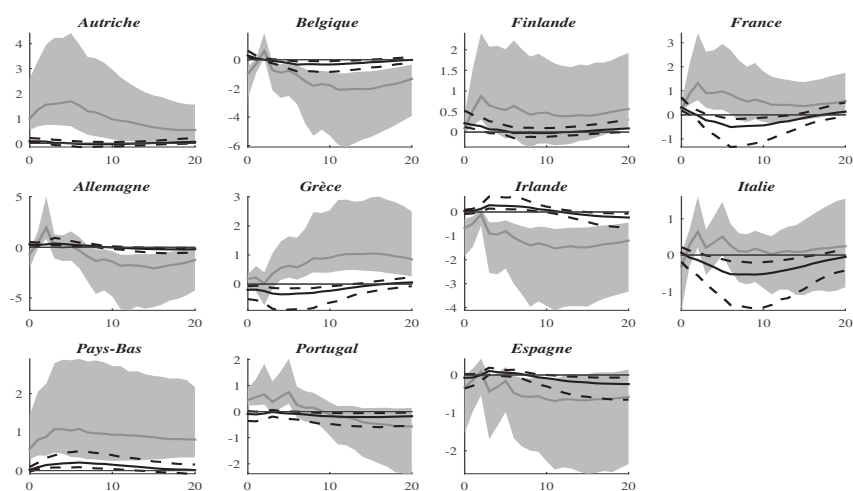
(c) Indicateur de demande de crédit



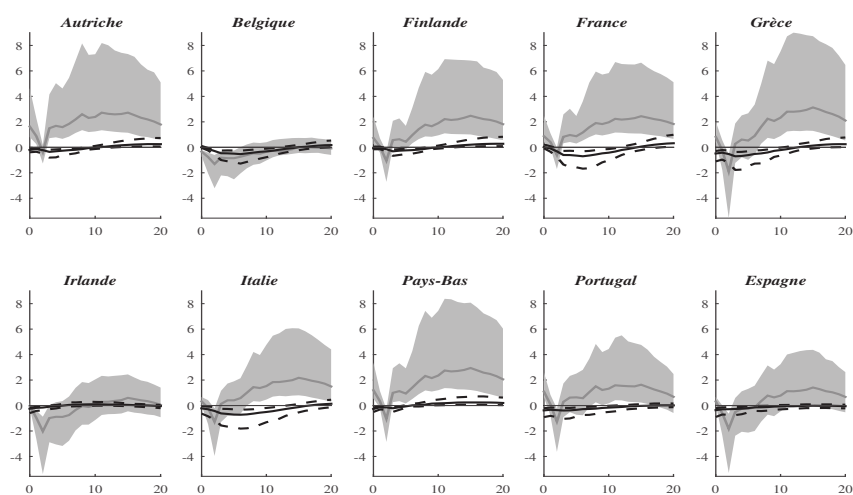
GRAPHIQUE 3.F.3: Réponses du crédit aux entreprises à un choc du bilan suivant un autre schéma d'identification

Les graphiques sont les réponses du volume du crédit aux entreprises à un choc du bilan en utilisant une nouvelle stratégie d'identification. La surface grisée est l'intervalle de confiance à 68% des réponses sur la période 2008M1-2014M12 et le trait plein (noir foncé) est la réponse médiane estimée sur la période 2011M1-2014M12 et les bornes de l'intervalle de confiance à 68% en pointillé.

(A) Réponses impulsionnelles



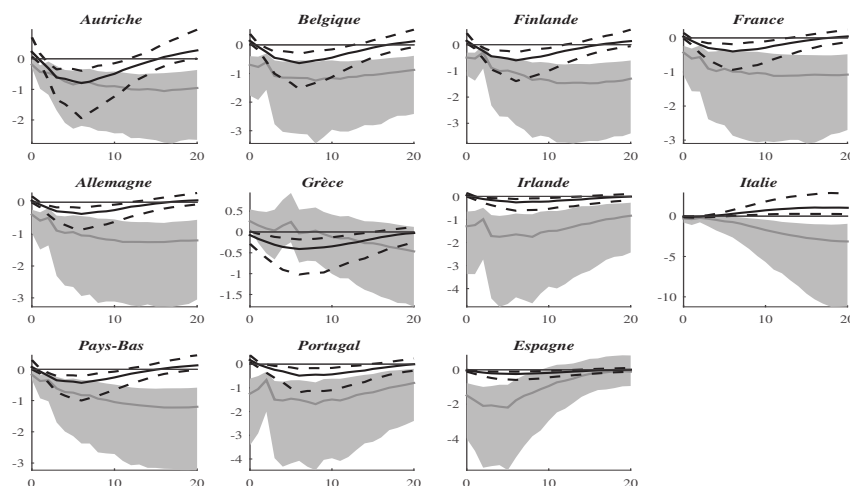
(B) Quantification de l'hétérogénéité : distance par rapport à l'Allemagne



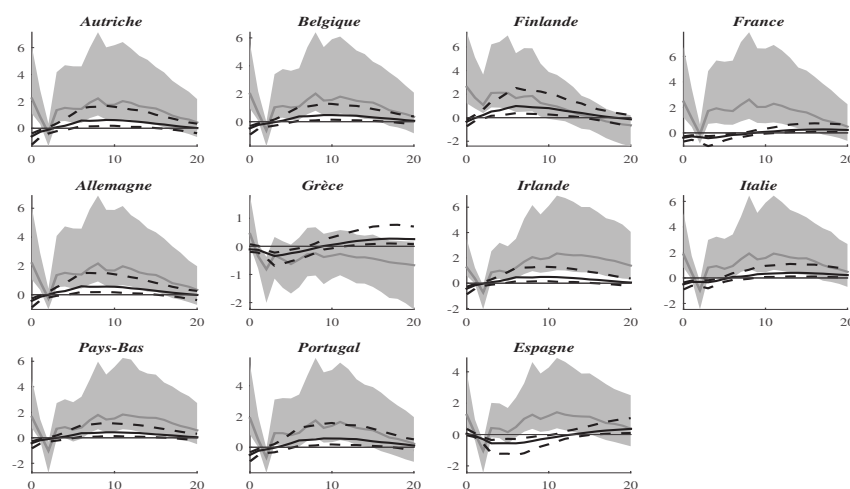
GRAPHIQUE 3.F.4: Réponses des variables macroéconomiques à un choc du bilan suivant un autre schéma d'identification

Les graphiques sont les réponses du volume du taux de change effectif réel (Partie A), de l'indicateur composite avancé (CLI) (Partie B) et de l'inflation (Partie C) à un choc du bilan en utilisant une nouvelle stratégie d'identification. La surface grisée est l'intervalle de confiance à 68% des réponses sur la période 2008M1-2014M12 et le trait plein (noir foncé) est la réponse médiane estimée sur la période 2011M1-2014M12 et les bornes de l'intervalle de confiance à 68% en pointillé.

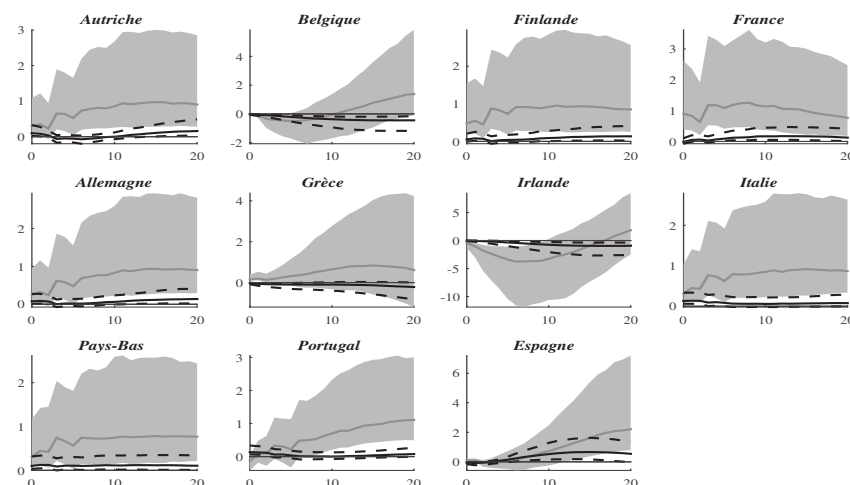
(A) Taux de change effectif réel



(B) Indicateur composite avancé (CLI)



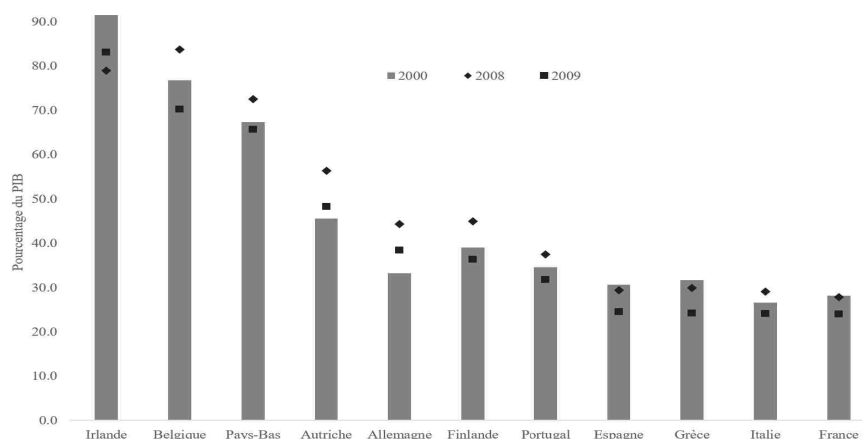
(c) Inflation



3.G Ouverture et taux d'intermédiation

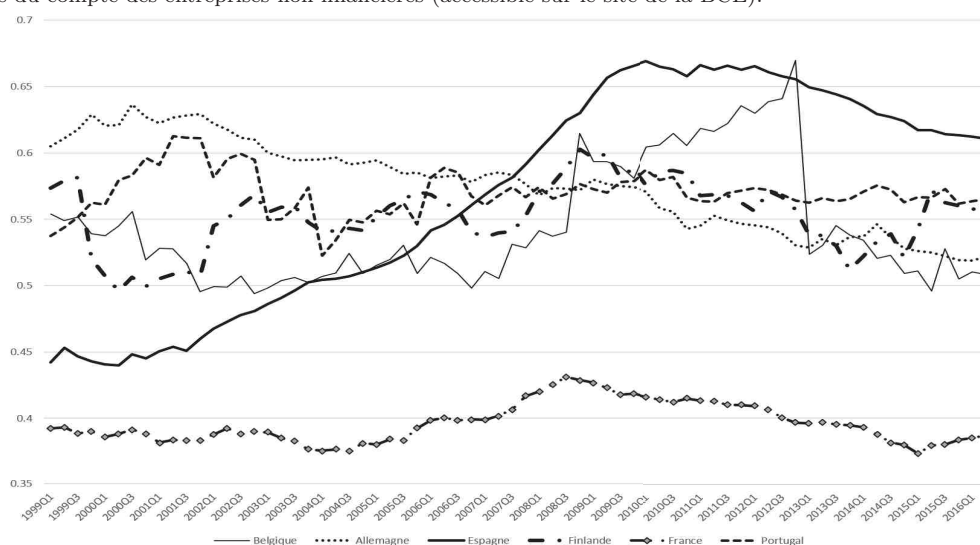
GRAPHIQUE 3.G.5: Degré d'ouverture des économies

Les graphiques représentent les degrés d'ouverture des économies étudiées. Le degré d'ouverture est calculé comme la somme des échanges rapportée au PIB. Les données sont issues de l'OCDE (consulté en nov. 2016).



GRAPHIQUE 3.G.6: Taux d'intermédiation

Les graphiques représentent le taux d'intermédiation dans quelques économies. Le taux d'intermédiation est défini comme le ratio entre le crédit bancaire et le total du financement des entreprises. Le financement total prend en compte le crédit bancaire, les titres et le crédit inter-entreprises. Les données sont à fréquence trimestrielle et issues du compte des entreprises non-financières (accessible sur le site de la BCE).



Chapitre 4

Une évaluation des effets des politiques monétaires non conventionnelles à partir d'un modèle DSGE à deux pays

4.1 Introduction

Le chapitre précédent a caractérisé la transmission des effets des politiques non conventionnelles. Ce chapitre s'appuie sur un modèle théorique, notamment un modèle d'équilibre général dynamique et stochastique (DSGE), pour tenter d'expliquer les différences observées dans la transmission de ces politiques. Comme dans tous les travaux portant sur cette thématique (ex. Cúrdia et Woodford, 2010, 2011 ; Dedola et al., 2013 ; Ellison et Tischbirek, 2014 ; Gertler et Karadi, 2011, 2013 ; Gertler et al., 2012), le modèle intègre une imperfection sur le marché financier. Néanmoins, l'approche utilisée diffère de la littérature suivant trois points essentiels.

Tout d'abord, le modèle intègre l'existence de deux pays en union monétaire. Le recours à un modèle à deux pays permet de rendre compte des particularités de la zone euro. Nous supposons que la zone est composée de deux pays soumis à la même politique monétaire conduite par la BCE. De ce fait, il ne s'agit pas d'un modèle en économie ouverte comme dans Dedola et al. (2013) mais plutôt de deux pays appartenant à la même

union monétaire. Nous considérons deux formes d'hétérogénéité, à savoir des différences dans la capitalisation des banques et dans les niveaux de fonds propres des entreprises. Premièrement, le capital des banques est important dans la mesure où toute la littérature sur les anticipations (Sinclair et Ellis, 2012) note que le comportement des banques est crucial dans le succès des politiques monétaires non conventionnelles. Deuxièmement, la littérature insiste sur l'importance des fonds propres des entreprises dans la transmission des effets des politiques monétaires non conventionnelles (Rannenberg, 2016).

Ensuite, vu que le succès des politiques non conventionnelles repose sur le comportement des banques, le modèle intègre leur comportement de détention de réserves en plus de leur rôle d'intermédiaire financier. En théorie, l'apport de liquidité de la banque centrale accroît la liquidité disponible des banques commerciales, ce qui leur permet d'augmenter les prêts et de réduire les taux débiteurs. Toutefois, les banques peuvent décider de constituer des réserves soit pour faire face aux contraintes réglementaires, par prudence (Diamond et Rajan, 2011) ou par une absence de demande. Dans la zone euro, tout comme aux Etats-Unis et en Angleterre, l'injection de liquidité s'est traduite par une accumulation de réserves de la part des banques (ex. Bowdler et Radia, 2012 ; Cukierman, 2013 ; Goodhart et Ashworth, 2012).

En outre, le modèle intègre une contrainte du collatéral au niveau des entrepreneurs afin d'examiner comment les variations des prix des actifs influencent leur comportement (*effet de richesse*). De façon particulière, nous supposons que les entreprises peuvent financer une partie de leur demande de capital par emprunt bancaire tout en faisant face à une contrainte de solvabilité. La prise en compte de cette dimension permet de lever la critique selon laquelle les modèles qui analysent les politiques monétaires non conventionnelles n'intègrent pas explicitement le rôle du collatéral.

Par ailleurs, le modèle permet de comparer les effets de trois politiques essentielles : apport de liquidité, achat d'obligations souveraines, achat de titres de dette (des banques). Cette approche permet de comparer l'efficacité de ces trois mesures.

Nous montrons que la capitalisation bancaire contribue à la transmission des effets des politiques monétaires non conventionnelles. Les effets de ces politiques sont plus importants dans le pays fortement capitalisé en comparaison au pays ayant un faible niveau de capitalisation. Ce résultat est cohérent avec le courant de la littérature qui stipule que le capital des banques permet de surmonter les problèmes d'asymétrie d'information

qui naissent des contrats entre les agents à capacité et ceux à besoin de financement (Holmstrom et Tirole, 1997). En outre, plus le secteur bancaire - mesuré par le ratio crédit sur PIB - est important plus le pays profite des mesures non conventionnelles et de surcroît les effets de ces politiques sont très hétérogènes dans les pays. Ce résultat confirme l'importance de la santé des banques dans la transmission des politiques non conventionnelles. L'endettement des entreprises, bien qu'important, joue un rôle secondaire.

Globalement, les politiques non conventionnelles se transmettent à l'économie par une hausse du prix des actifs et une baisse des primes de risque. Cette baisse des primes s'explique par un effet de liquidité. La hausse des prix engendre un effet de richesse et une hausse de la demande de capital. En outre, il y a un effet de réallocation de portefeuille lorsque la banque centrale achète des titres de dette émis par les banques. La baisse plus prononcée de la prime de risque sur le crédit bancaire, quelle que soit la politique, pourrait s'expliquer par une confiance retrouvée entre les banques et les entreprises. Tous ces effets combinés conduisent à une hausse de la production avec une transmission plus lente en comparaison aux autres variables financières.

Enfin, les achats de titres de dette produisent les effets les plus importants dans les économies. L'apport de liquidité peut être considéré comme la seconde mesure en termes d'efficacité. Il conduit néanmoins à une plus forte accumulation de réserves des banques. Dès lors, on enregistre une réponse plus faible du crédit, de la richesse des entreprises et de la demande de capital.

La suite du chapitre est organisé comme suit. Le modèle est décrit à la section 4.2. La section 4.3 présente la procédure de calibration, les équilibres calculés et analyse la dynamique du modèle. La section 4.4 discute des effets des politiques monétaires non conventionnelles. Les sections 4.5 et 4.6 analysent la transmission des effets de ces politiques lorsque l'on prend en considère l'hétérogénéité entre les entreprises en plus de celle du secteur bancaire. La section 4.7 revient sur les principaux résultats.

4.2 Les composantes du modèle

Ce modèle est basé sur les travaux de Gertler et Karadi (2011, 2013) et Gertler et al. (2012). C'est un modèle néo-keynésien standard modifié de sorte à permettre l'activité d'intermédiation financière. Un problème principal-agent limite la capacité des banques

à obtenir des fonds des ménages. Ce qui fait que le coût du crédit est fonction du bilan de la banque.

La modélisation considère deux pays (notés H et F) appartenant à la même union monétaire afin de rendre compte de l'hétérogénéité existant au sein de l'union. Ces deux pays sont soumis à la même politique monétaire conduite par une Banque Centrale. Cette dernière peut conduire sa politique en manipulant les taux d'intérêt ou en achetant des actifs (comme dans Gertler et Karadi (2013)). La Banque Centrale peut acheter des obligations des gouvernements ou des titres de dette. Elle peut également apporter de la liquidité directement aux banques, soit par modification de la procédure habituelle, soit par élargissement de l'assiette des actifs éligibles comme collatéraux.

Nous supposons que les effets des politiques monétaires dans chacun des pays est fonction des paramètres caractéristiques de l'économie. Chaque pays est composé d'un continuum de ménages et d'entreprises, chacun ayant une masse unitaire. Les ménages travaillent, consomment, épargnent dans un actif supposé sans risque et détiennent des actifs risqués. Dans ce modèle, les ménages détiennent uniquement les titres de dette, supposés risqués, émis par le secteur bancaire. La consommation des ménages est composée d'un bien composite.

Le secteur privé est composé des entreprises et des banques. Les entreprises produisent des biens à partir du travail offert par les ménages et du capital acquis par crédit bancaire. Les entrepreneurs font donc face à une contrainte d'emprunt permettant de mettre en évidence le canal du collatéral. Il y a également deux autres secteurs, à savoir le secteur de la production du capital et celui des détaillants. Le secteur de production du capital est intégré pour évaluer de façon endogène le coût du capital alors que celui des détaillants permet d'intégrer la rigidité des prix. La modélisation du secteur des entrepreneurs combine à la fois l'approche de Gertler et Karadi (2013) et celle de Gerali et al. (2010).

Le secteur bancaire conduit essentiellement une activité d'intermédiation financière. En particulier, il accorde du crédit aux entreprises et détient des titres souverains (obligations émises par l'État). Afin de conduire ces activités, les banques collectent l'épargne des ménages, empruntent/prêtent sur le marché interbancaire et émettent des titres de dette. Les banques peuvent participer aux opérations d'*open-market*. Elles peuvent dès lors se financer auprès de la Banque Centrale. Il faut toutefois noter que l'emprunt auprès de la Banque Centrale est soumis à la disponibilité du collatéral (obligations d'Etat

et crédit accordé aux entreprises converti, pour l'occasion, en titres). Par ailleurs, les banques constituent des réserves auprès de la Banque Centrale.

Le secteur bancaire est modélisé en s'inspirant, en grande partie, des travaux de Gertler et Kiyotaki (2010). Toutefois, l'intégration de coûts d'ajustement sur le marché du crédit bancaire, qui seront explicités plus en détail dans la suite, est faite comme dans Gerali et al. (2010).

La suite de cette section permet de caractériser le modèle en insistant sur le comportement des ménages, du secteur de la production et des banques (intermédiaires financiers). Elle intègre également la politique monétaire (Banque Centrale) et l'Etat. Le modèle présenté est simplifié de sorte à rendre compte des effets des politiques monétaires non conventionnelles.

4.2.1 Les ménages

Il existe, dans chaque pays de l'Union, un continuum de ménages repartis sur l'intervalle $[0, 1]$. Chaque ménage travaille, consomme et épargne. Les ménages peuvent épargner et prêter aux banques ou détenir des actifs (obligations, titres financiers). Les ménages dans chaque pays ont des caractéristiques similaires.

Chaque ménage est composé de travailleurs, en proportion $1 - f$ et de banquiers, en proportion f . Les travailleurs offrent du travail aux entreprises et transfèrent leur gain aux ménages d'origine. Chaque banquier conduit son activité d'intermédiation financière et transfère de même ses gains à son ménage d'origine. À chaque date t , un individu peut basculer entre les deux occupations. Il existe une probabilité non nulle σ qu'une banque à la date t demeure une banque à la date $t + 1$. Ainsi, à chaque période $(1 - \sigma)f$ banquiers disparaissent et reversent leur bénéfice sous forme de dividendes à leurs ménages respectifs. Cette hypothèse permet d'éviter une accumulation de ressources permettant à la banque de s'auto-financer. Les banquiers qui sortent deviennent des travailleurs et sont remplacés par un nombre équivalent de travailleurs devenus banquiers, en gardant la proportion relative de chaque type d'acteurs fixe. Le ménage, cependant, offre à chaque nouveau banquier des fonds de démarrage d'un montant égal à $\frac{X}{(1-\sigma)f}$. Ces fonds permettent à ces derniers de ne pas supporter une prime de financement infinie.

Chaque ménage peut détenir deux types d'actifs, à savoir des titres indexés au taux d'intérêt réel sans risque (D_{ht}) et des actifs risqués (B_{ht}) émis par les banques. La

détention d'actifs risqués est sujette à des coûts de transaction que supporte le ménage au-delà d'un montant ($\bar{B}_h$) d'actifs. La détention d'actifs de court-terme ou d'un montant d'actif inférieur au montant maximal $\bar{B}_h$ fixé s'effectue sans coûts de transaction. Le coût de transaction est proportionnel à la quantité d'actifs détenue par le ménage. De façon explicite, les coûts de transaction de forme générale φ_{ht} sont les suivants :

$$\varphi_{ht}^S = \frac{\kappa(B_{ht} - \bar{B}_h)^2}{2B_{ht}} \mathbb{1}_{\{B_{ht} > \bar{B}_h\}}$$

où κ est un paramètre positif et $\mathbb{1}$ la fonction indicatrice. Lorsque le ménage accroît sa participation en acquérant plus d'actifs, il accroît ses coûts de transaction. On montre dans la suite que les coûts de transaction limitent la participation des ménages aux opérations de marché.

La présence de ces actifs permet d'analyser comment les fluctuations sur le marché financier affecte la richesse des ménages.

Posons C_t^s et L_t^s respectivement la consommation et l'offre de travail des ménages dans le pays s ($s = H, F$). L'objectif du ménage est de maximiser son utilité inter-temporelle donnée par

$$u_t^s = E_t \sum_{i=0}^{\infty} \beta^s \left\{ \ln(C_{t+i} - hC_{t+i-1}) - \frac{\chi}{1+\varphi} L_{t+i}^{1+\varphi} \right\} \quad (4.2.1.1)$$

avec $0 < \beta < 1$ le facteur d'actualisation, $0 < h < 1$ les habitudes de consommation, et $\varphi \geq 0$ l'inverse de l'élasticité de l'offre de travail par rapport à la désutilité marginale du travail.

Dans chaque pays, les ménages pondèrent leur consommation en tenant compte des produits locaux et étrangers (produits dans l'autre pays de l'Union). On suppose que les consommateurs des deux pays ont un comportement symétrique. De ce fait, la consommation des ménages dans chacun des pays est donnée par

$$C_t^H = \left(\omega^{\frac{1}{\eta}} (C_{H,t}^H)^{\frac{\eta-1}{\eta}} + (1-\omega)^{\frac{1}{\eta}} (C_{F,t}^H)^{\frac{\eta-1}{\eta}} \right)^{\frac{\eta}{\eta-1}} \quad (4.2.1.2a)$$

$$C_t^F = \left((1-\omega)^{\frac{1}{\eta}} (C_{H,t}^F)^{\frac{\eta-1}{\eta}} + \omega^{\frac{1}{\eta}} (C_{F,t}^F)^{\frac{\eta-1}{\eta}} \right)^{\frac{\eta}{\eta-1}} \quad (4.2.1.2b)$$

où C_i^j désigne la consommation dans le pays j d'un bien produit dans le pays i , ω le poids des biens locaux dans la consommation des ménages et η l'élasticité de substitution entre les biens locaux et importés.

La demande de consommation des ménages en biens issus des différents pays de l'Union est déduite par résolution d'un programme d'optimisation qui conduit à :

$$C_{H,t}^j = \omega^j C_t^j \left(\frac{P_{H,t}^j}{P_t^j} \right)^{-\eta} \quad \text{et} \quad C_{F,t}^j = (1 - \omega^j) C_t^j \left(\frac{P_{F,t}^j}{P_t^j} \right)^{-\eta} \quad (4.2.1.3)$$

où P_i^j est le prix d'un bien produit dans le pays i et consommé dans le pays j et $\omega^H = 1 - \omega^F \equiv \omega$.

On fait l'hypothèse de prix unique dans l'union. Cela signifie que $P_i^H = P_i^F = P_i \forall i$. Sous cette hypothèse, l'indice de prix dans le pays j est :

$$P_t^j = \left(\omega^j P_{H,t}^{1-\eta} + (1 - \omega^j) P_{F,t}^{1-\eta} \right)^{\frac{1}{1-\eta}} \quad (4.2.1.4)$$

Dans la suite on fait abstraction des indices H et F pour simplifier la présentation sauf si cela est nécessaire.

Le taux d'intérêt (réel) des actifs sans risque est R_t et celui des actifs risqués est R_{et} . On note w_t le taux de salaire réel, Π_t le profit reversé au ménage par la détention des unités de production et des banques, T_t la taxe forfaitaire payée à l'Etat, le prix d'une unité d'un titre financier sur le marché. La contrainte budgétaire du ménage s'écrit

$$C_t + D_{ht} + [B_{ht} + \frac{1}{2}\kappa(B_{ht} - \bar{B}_h)^2] \leq w_t L_t + \Pi_t - T_t + R_t D_{h,t-1} + R_{et} B_{h,t-1} - X \quad (4.2.1.5)$$

où X est l'allocation de démarrage versée au nouveau banquier.

La résolution du programme du ménage (4.2.1.1) sous la contrainte (4.2.1.5) conduit aux conditions du premier ordre suivantes¹ :

$$u_{C_t} w_t = \chi L_t^\varphi \quad (4.2.1.6a)$$

$$E_t \Lambda_{t,t+1} R_{t+1} = 1 \quad (4.2.1.6b)$$

$$B_{ht} = \bar{B}_h + \frac{1}{\kappa} E_t \Lambda_{t,t+1} [R_{e,t+1} - R_{t+1}] \quad (4.2.1.6c)$$

1. Ces relations sont valables sous réserve de présence des coûts de transaction. En absence de coût de transaction ($\kappa = 0$ ou $B_{ht} \leq \bar{B}_h$), la relation (4.2.1.6c) devient $E_t \Lambda_{t,t+1} R_{e,t+1} = 1$.

avec $\Lambda_{t,t+1} = \beta \frac{u_{C_{t+1}}}{u_{C_t}}$ le taux marginal de substitution entre la consommation à la date $t+1$ et à la date t du ménage (à un facteur multiplicatif près) et $u_{C_t} = (C_t - hC_{t-1})^{-1} - E_t \beta h (C_{t+1} - hC_t)^{-1}$ l'utilité marginale de la consommation.

Les équations (4.2.1.6a) et (4.2.1.6b) donnent respectivement l'offre de travail de l'agent et le comportement d'épargne des ménages dans un pays quelconque. À l'équilibre, le ménage est indifférent entre épargner et consommer. La demande d'actifs risqués des ménages en (4.2.1.6c) dépend positivement de l'excès de rendement² espéré généré par cet actif et inversement du paramètre κ qui gouverne le coût marginal des transactions. Lorsque le paramètre est très faible ($\kappa \rightarrow 0$), la demande d'actifs des ménages augmente indéfiniment ($B_{ht} \rightarrow \infty$). A contrario, à mesure que κ croît ($\kappa \rightarrow \infty$), cette demande tend vers le niveau sans coût de transaction ($B_{ht} \rightarrow \bar{B}_h$). La présence des coûts de transaction limite la participation des ménages au marché des actifs financiers.

Les deux pays étant une Union monétaire, le taux d'intérêt nominal $r_t^1 = r_t^2 = r_t$ est identique car celui-ci est fixé par la Banque Centrale. Le lien entre les taux d'intérêt réel et nominal dans un pays est donné par la relation de Fisher

$$R_{t+1} \frac{P_{t+1}}{P_t} = 1 + r_{t+1} \quad (4.2.1.7)$$

Bien que le taux d'intérêt nominal est identique entre les pays, les taux d'intérêt réels peuvent différer en fonction du niveau de l'indice des prix à la consommation.

En se servant de la relation de Fisher et de l'équation d'Euler, on montre que

$$u_{C_t}^H = \left(\frac{\omega \Upsilon_{H,t}^{1-\eta} + 1 - \omega}{\omega + (1 - \omega) \Upsilon_{H,t}^{1-\eta}} \right)^{\frac{1}{1-\eta}} u_{C_t}^F \quad (4.2.1.8)$$

où $\Upsilon_H = \frac{P_F}{P_H}$ désigne les termes des échanges.

4.2.2 Le secteur de la production

Cette section décrit le comportement des entreprises de production de biens intermédiaire, de capital et des détaillants.

2. Le terme « excès de rendement » fait référence à la différence entre le taux actualisé du rendement sur l'actif risqué et l'actif sans risque ; c'est-à-dire $R_{e,t+1} - R_{t+1}$.

4.2.2.1 Producteurs de biens finals

Dans chaque pays, on suppose que la technologie de production est du type Cobb-Douglas à rendement d'échelle constant. Le travail (l_t) et le capital (k_t) sont les deux facteurs de production. Le travail est composé du travail des ménages (l_h), en proportion γ_e , et du travail des entrepreneurs (l_e), en proportion $1 - \gamma_e$ comme dans Bernanke et al. (1999). On suppose que le travail des entrepreneurs contribue pour une faible part au facteur global et sa présence permet à l'entrepreneur de disposer d'une richesse initiale. Ce dernier point sera clarifié un peu plus loin.

La forme de la fonction de production est donnée par

$$y_t = A_t(k_t)^\alpha l_t^{1-\alpha} \quad (4.2.2.1)$$

avec $l = l_h^{\gamma_e} l_e^{(1-\gamma_e)}$.

Soit P_{mt} le prix au producteur. Ainsi, la demande de travail de l'entreprise est donnée par

$$l_t w_t = P_{mt}(1 - \alpha)y_t \quad (4.2.2.2)$$

et la rémunération du capital (Z_t) est donnée par

$$Z_t = P_{mt}\alpha \frac{y_t}{k_t} \quad (4.2.2.3)$$

On fait l'hypothèse que l'entrepreneur peut financer une partie de son capital sur ses ressources propres. L'autre partie du financement provient des intermédiaires financiers sous la forme de crédit. Si nous notons, $s_{p,t}$ le crédit bancaire et n_t^e la richesse nette (ressources propres) de l'entrepreneur, l'emprunt est donné par

$$s_{p,t} = Q_t k_{t+1} - n_t^e \quad (4.2.2.4)$$

où k_{t+1} est le capital disponible en fin de période t et utilisé dans le processus de production à la date $t + 1$, et Q est le prix du capital.

A la fin du processus de production, l'entrepreneur rembourse le crédit à hauteur de

$R_t^s s_{p,t-1}$ avec le revenu issu de son investissement $R_{k,t+1} Q_t k_{t+1}$ ³. Dans le cas où le produit de l'investissement est inférieur au montant à rembourser, le prêteur récupère une partie $(1 - \chi_e)$ du produit de l'investissement ; l'autre partie (χ_e) étant supposée couvrir les coûts d'audit⁴. Dans ce cas, on dira que l'entrepreneur fait faillite. Dans le cas contraire, l'entrepreneur rembourse la totalité de son crédit et reçoit $R_{k,t+1} Q_t k_{t+1} - R_{t+1}^s s_{p,t}$ comme revenu. Pour éviter de faire faillite, l'entrepreneur fait face à une contrainte de solvabilité formulée comme suit

$$\chi_e R_{k,t+1} Q_t k_{t+1} \leq R_{k,t+1} Q_t k_{t+1} - R_{t+1}^s s_{p,t} \quad (4.2.2.5)$$

La relation (4.2.2.5) définit la contrainte d'emprunt de l'entrepreneur et stipule que le revenu net de l'entrepreneur devra être toujours supérieur ou égal au revenu reçu en cas de faillite. En d'autres termes, la banque fixe le niveau du crédit de sorte que le montant à rembourser par l'entrepreneur soit au plus le montant qu'elle recevra en cas de faillite de l'entrepreneur. Une autre approche consiste à dire que le volume de crédit s'ajustera avec le taux d'intérêt R_t^s .

On fait l'hypothèse que l'entrepreneur accepte les conditions du contrat en saturant la contrainte de solvabilité (4.2.2.5). Par ailleurs, on suppose que l'entrepreneur participe toujours à l'activité de production et au marché de crédit. Sous ces conditions et en combinant (4.2.2.4) et (4.2.2.5), on obtient

$$R_{t+1}^s = \frac{(1 - \chi_e) Q_t k_{t+1}}{Q_t k_{t+1} - n_t^e} R_{k,t+1} \quad (4.2.2.6)$$

La relation (4.2.2.6) montre que le taux d'intérêt sur le crédit bancaire (resp. le volume du crédit) dépend négativement (positivement) des ressources propres de l'entrepreneur. On peut, de même, montrer que la demande de nouveau capital de l'entreprise évolue positivement avec la richesse nette de l'entreprise et négativement avec le coût du crédit bancaire comme suit :

$$\frac{\partial Q_t k_{t+1}}{\partial n_t^e} \geq 0 \quad \text{et} \quad \frac{\partial Q_t k_{t+1}}{\partial R_{t+1}^s} \leq 0 \quad (4.2.2.7)$$

Pour déterminer la rentabilité du capital, on suppose qu'une unité du capital acquis à la date t rapporte Z_{t+1} à la date $t + 1$. En outre, le capital déprécié est vendu au prix

3. En toute rigueur, la rentabilité du capital est soumise à deux types de risque dont un risque global et un risque idiosyncratique. Toutefois, pour simplifier, nous supposons que ces risques sont absents du modèle. Cette simplification ne constitue pas un handicap puisque l'entrepreneur fait face à une contrainte de collatéral qui limite sa capacité d'emprunt de sorte à assurer sa solvabilité.

4. Une hypothèse similaire est faite dans Iacoviello (2005).

Q_{t+1} à la date $t + 1$. Finalement, la rentabilité du capital est :

$$R_{k,t+1} = \frac{Z_{t+1} + (1 - \delta)Q_{t+1}}{Q_t} \zeta_{t+1} \quad (4.2.2.8)$$

où ζ_t est un terme aléatoire qui traduit la *qualité du capital* comme dans Gertler et Karadi (2011, 2013). Ce terme est emprunté à la littérature sur les risques de catastrophes (ex. Brunnermeier, 2014; Gourio, 2012). L'idée est qu'une catastrophe⁵ se produisant avec une probabilité θ_t peut détruire une partie b_k du capital disponible. Le capital disponible prend alors la forme $0 < \psi_t = 1 - \theta_t b_k$. Ce terme permet d'examiner l'effet d'un choc exogène sur le coût du capital. Nous supposons que choc est prédéterminé et est décrit par un processus AR.

4.2.2.2 Secteur de production du capital

L'intégration de ce secteur permet, *in fine*, de déterminer la valeur du capital (prix des actifs). À la fin de chaque période t , le capital restant à l'entreprise est $(1 - \delta)K_t$ où δ est le taux de dépréciation du capital. L'entrepreneur acquiert de nouveau capital en effectuant des investissements à hauteur de I_t sujet à des coûts d'ajustement. On suppose que les entreprises investissent uniquement dans leur pays respectif. De fait, le processus d'accumulation de capital est donné par l'expression

$$K_{t+1} = \zeta_{t+1} [(1 - \delta)K_t + I_t] \quad (4.2.2.9)$$

L'émission du capital nouveau est soumis à des coûts d'ajustement sur la base de la production finale. Ces coûts sont modélisés par une fonction quadratique f .

Le capital est détenu par les ménages et vendu au coût Q_t aux entreprises non financières. Les entreprises choisissent leur niveau d'investissement en maximisant la fonction

$$\max E_t \sum_{i=0}^{\infty} \Lambda_{t,t+i} \left\{ Q_{t+i} I_{t+i} - \left(1 + f \left(\frac{I_{t+i}}{I_{t+i-1}} \right) \right) I_{t+i} \right\} \quad (4.2.2.10)$$

5. Cette catastrophe peut être due à une guerre qui détruit le capital physique. Elle peut être aussi un crash boursier qui fait que les cours des actifs s'effondrent entraînant une faible capitalisation boursière. On peut imaginer une expropriation (terre), une révolution technologique (faisant que le capital disponible perd sa valeur) ou une baisse drastique de la demande de biens (de luxe par exemple).

où Q , solution du programme (4.2.2.10), est donné par l'expression

$$Q_t = 1 + f\left(\frac{I_t}{I_{t-1}}\right) + \frac{I_t}{I_{t-1}} f'\left(\frac{I_t}{I_{t-1}}\right) - E_t \Lambda_{t,t+1} Q_{t+1} \left(\frac{I_{t+1}}{I_t}\right)^2 f'\left(\frac{I_{t+1}}{I_t}\right) \quad (4.2.2.11)$$

4.2.2.3 Secteur des détaillants

On suppose qu'il existe un continuum de détaillants répartis sur l'intervalle $[0, 1]$. Les détaillants sont des entreprises spécialisées dans l'achat des biens de gros obtenus auprès des entreprises du secteur de la production (biens finals) pour les revendre sur le marché du détail. La production totale (offre totale de biens de détails) est donnée par un indice composite CES (*Constant Elasticity of Substitution*) de la production des entreprises du secteur des détaillants. Elle est donnée par

$$Y_t = \left[\int_0^1 Y_{jt}^{\frac{\nu-1}{\nu}} dj \right]^{\frac{\nu}{\nu-1}} \quad (4.2.2.12)$$

avec Y_{jt} la production du détaillant j . À chaque période, un détaillant peut actualiser ses prix avec la probabilité $1 - \gamma$ indépendamment du temps écoulé depuis le dernier ajustement. Cela veut dire qu'il existe une proportion $1 - \gamma$ de détaillants qui actualise leurs prix (notés $\tilde{P}_{jt}$) afin de maximiser le profit actualisé. Conformément au raisonnement de Calvo, il ressort que la dynamique des prix dans un pays est donnée par

$$P_t = \left[(1 - \gamma)(\tilde{P}_t)^{1-\nu} + \gamma(P_{t-1})^{1-\nu} \right]^{\frac{1}{1-\nu}} \quad (4.2.2.13)$$

Cette considération permet d'intégrrer la rigidité des prix dans le modèle. La résolution complète du modèle est donnée à l'annexe 4.7.

4.2.3 Le secteur bancaire

Le secteur bancaire est composé d'un continuum de banques qui peuvent prêter aux entrepreneurs et aux gouvernements. Elles peuvent collecter l'épargne des ménages, se financer sur le marché interbancaire et auprès de la banque centrale. Elles ont, par ailleurs, la possibilité d'émettre des titres de dettes détenus par les ménages et la banque centrale dans le cadre de ses opérations non conventionnelles.

Les banques ou intermédiaires financiers effectuent des prêts aux entreprises non financières et aux gouvernements. Le financement du secteur non financier se fait par accord de crédit bancaire (s_t) et par achat de titres (b_t). La prise en compte du crédit aux entreprises marque une différence avec le modèle de Gertler et Karadi (2013). On fait l'hypothèse qu'une banque peut financer uniquement le secteur non-financier de son pays d'appartenance. Toutefois, elle a la possibilité d'acquérir des titres d'Etat dans l'un ou l'autre des pays. Le secteur bancaire du pays H peut également détenir les titres émis par les banques du pays F .

Pour assurer leur activité d'intermédiation, les banques empruntent/prêtent sur le marché interbancaire (a_t), bénéficient du dépôt des ménages (d_t), émettent des titres de dette (e_t) et se financent auprès de la banque centrale (b_t^c).

Si n_t est la richesse nette (fonds propres) de la banque à une date t quelconque, la contrainte de bilan de la banque s'écrit

$$s_t + b_t + res_t = n_t + a_t + d_t + e_t + b_t^c \quad (4.2.3.1)$$

avec res_t les réserves auprès de la banque centrale. Elles comprennent à la fois les réserves obligatoires et les réserves excédentaires. On fait l'hypothèse que les réserves sont rémunérées au même taux que les dépôts des ménages. C'est la raison pour laquelle dans la suite du document, nous nous intéressons à la différence entre les réserves et les dépôts des ménages ($z_t^d \equiv res_t - d_t$). Des valeurs positives de z_t signifient que la banque accumule des réserves auprès de la banque centrale et des valeurs négatives se traduisent par un accroissement des dépôts en comparaison aux réserves.

On suppose que le banquier fait face à des coûts d'ajustement quadratiques si celui-ci veut ajuster, au fil du temps, les taux appliqués sur les prêts aux entreprises. Ces coûts sont gouvernés par un paramètre κ_s ($\kappa_s > 0$) proportionnel au rendement global sur les prêts (Gerali et al., 2010). Les autres taux d'intérêt s'imposent au banquier.

La richesse nette de l'intermédiaire financier évolue suivant la dynamique

$$n_t = R_{st}s_{t-1} + R_{bt}b_{t-1} - R_{at}a_{t-1} - R_{et}e_{t-1} - R_t^c b_{t-1}^c + R_t z_{t-1}^d - \frac{\kappa_s}{2} \left(\frac{R_{s,t}}{R_{s,t-1}} - 1 \right)^2 R_{st}s_{t-1} \quad (4.2.3.2)$$

avec R_{at} le taux d'intérêt sur l'emprunt interbancaire.

Afin de limiter de façon endogène la capacité de financement de la banque, on introduit un problème du type principal-agent à la Gertler et Kiyotaki (2010). On suppose que les intermédiaires font face à des coûts représentant une fraction θ_t du crédit bancaire aux entreprises. Les coûts sur les autres actifs (et passifs) de son portefeuille sont les suivants : $\Delta\theta_t$ sur les obligations des gouvernements, $\omega_a\theta_t$ sur les emprunts sur le marché interbancaire, $\omega_e\theta_t$ sur les titres de dettes et $\omega_c\theta_t$ sur les emprunts auprès de la banque centrale. On suppose que les dépôts des ménages et les réserves des banques ne sont sujets à des coûts. Afin de rester dans le cas général, on suppose $0 \leq \omega_a, \omega_e, \omega_c, \Delta < 1$. Ces paramètres permettent de capter les frictions sur les différents marchés.

La contrainte d'incitation ou de solvabilité du banquier est donnée par

$$V_t \geq \theta [s_t + \Delta b_t - \omega_a a_t - \omega_e e_t - \omega_c b_t^c] \quad (4.2.3.3)$$

avec V_t la valeur actualisée de la richesse nette de la banque à la date t .

La contrainte d'incitation (4.2.3.3) traduit le fait que les ménages et la banque centrale prêteront à la banque si leurs fonds sont garantis : la valeur de la richesse des banques excède leurs coûts d'intermédiation de sorte qu'elles soient capables de rembourser leurs créances. Toutefois, pour des situations exceptionnelles, la banque centrale peut tout de même financer les banques lorsque ces dernières ont des difficultés.

L'objectif de l'intermédiaire financier est de maximiser la valeur actualisée de sa richesse nette (V_t) à chaque date sous les contraintes (4.2.3.1), (4.2.3.2) et (4.2.3.3). Le programme du banquier revient à optimiser le lagrangien

$$\mathcal{L}_t = (1 + \lambda_t)V_t - \lambda_t \theta_t [s_t + \Delta b_t - \omega_a a_t - \omega_e e_t - \omega_c b_t^c] \quad (4.2.3.4)$$

avec λ_t le multiplicateur de Lagrange associé à la contrainte de solvabilité (4.2.3.3).

La résolution du programme du banquier donne une relation entre la richesse nette de la banque et la taille de son portefeuille d'actifs et de dettes formulée comme suit.

$$\begin{aligned} s_t + \Delta b_t - \omega_a a_t - \omega_c b_t^c - \omega_e e_t &= \phi_t n_t \quad \text{si } \lambda_t > 0 \\ s_t + \Delta b_t - \omega_a a_t - \omega_c b_t^c - \omega_e e_t &< \phi_t n_t \quad \text{si } \lambda_t = 0 \end{aligned} \quad (4.2.3.5)$$

où ϕ est le levier financier de la banque ou le multiplicateur de fonds propres.

La banque fait face à une contrainte de capital dès lors que $\lambda_t > 0$. En réalité, sous cette condition, il se dégage des primes de risques sur les différents marchés qui affecteront positivement ou négativement la richesse nette du banquier. Pour mettre en évidence ces primes, on suppose que la fonction valeur V_t prend la forme générale

$$V_t = \eta_t^S s_t + \eta_t^b b_t + \eta_t^e e_t + \eta_t^c b_t^c + \eta_t^a a_t + \eta_t^0 n_t \quad (4.2.3.6)$$

Les termes η_t^S et η_t^b sont des excédents de revenus que de l'activité d'intermédiation du banquier. À l'opposé, η_t^a , η_t^b et η_t^c sont des primes de financement supportées par la banque. Les excédents de revenu et les primes sont croissantes avec λ_t . En pratique, en cas de tension sur les marchés interbancaires et des actifs, le coût de financement de la banque est élevé en comparaison au taux sans risque. Parallèlement, la banque dégage des marges excédentaires (ajustées de ces coûts) sur ces actifs. A contrario, lorsque $\lambda_t = 0$, tous les taux d'intérêt actualisés sont identiques au taux sans risque à l'optimum. Ainsi, en absence de frictions, la banque peut accroître sa capacité à prêter en se refinançant aisément sur le marché interbancaire, auprès de la banque centrale et en émettant des titres de dette.

Sur la base des conditions du premier ordre et de la franchise (4.2.3.5), on peut réécrire V_t comme suit

$$V_t = (\eta_t^S \phi_t + \eta_t^0) n_t \quad (4.2.3.7)$$

avec $\phi_t = \frac{\eta_t^0}{\theta_t - \eta_t^S}$ (le multiplicateur de fonds propres).

La contrainte d'incitation conduit à la limitation de l'activité de crédit suivant le capital dont dispose la banque. Ce problème se traduit par la variation des écarts des taux d'intérêt pratiqués sur le marché par rapport au taux sur les dépôts. Afin d'établir ces liens, nous écrivons formellement la valeur actualisée de la richesse nette du banquier étant donné le taux d'actualisation du ménage $\Lambda_{t,t+i}$ ⁶. Cette richesse est donnée par

$$V_t = \max E_t \sum_{i=1}^{\infty} (1 - \sigma) \sigma^{i-1} \Lambda_{t,t+i} n_{t+i} \quad (4.2.3.8)$$

Selon cette relation (4.2.3.8), le banquier maximise la valeur actuelle du revenu reversé aux ménages. Elle intègre le paramètre $1 - \sigma$ à chaque date pour tenir compte du fait

6. Puisque le secteur bancaire est détenu par les ménages, le taux d'actualisation est le taux marginal de substitution entre la consommation à la date $t + i$ et à la date t du ménage.

que le retour sur investissement (après paiement des dettes) des banques qui sortent du marché sont reversées aux ménages. La présence du paramètre σ à partir de la période 2 permet de ne prendre en compte que les banquiers qui exercent encore l'activité d'intermédiation au fil des années.

On montre que

$$V_t = E_t \Lambda_{t,t+1} [1 - \sigma + \sigma(\eta_{t+1}^S \phi_{t+1} + \eta_{t+1}^0)] n_{t+1} = E_t \tilde{\Lambda}_{t,t+1} n_{t+1} \quad (4.2.3.9)$$

avec $\tilde{\Lambda}_{t,t+1} = \Lambda_{t,t+1} \Omega_{t+1}$ et $\Omega_{t+1} = 1 - \sigma + \sigma(\eta_{t+1}^S \phi_{t+1} + \eta_{t+1}^0)$. $\Omega_{t,t+1}$ désigne la valeur marginale moyenne de la richesse nette de la banque à la date $t + 1$. La valeur moyenne est calculée en tenant compte des banques qui cessent d'exercer leur activité d'intermédiation (avec une probabilité $1 - \sigma$) et celles qui poursuivent l'activité d'intermédiation (avec une probabilité σ). Les banques qui cessent leur activité ont une valeur marginale égale à l'unité et celle qui continue l'activité ont une valeur marginale définie par $\partial V_{t+1} / \partial n_{t+1}$.

Il s'ensuit que :

$$\eta_t^a = -E_t \tilde{\Lambda}_{t,t+1} (R_{a,t+1} - R_{t+1}) = -\omega_a \eta_t^S \quad (4.2.3.10a)$$

$$\eta_t^e = -E_t \tilde{\Lambda}_{t,t+1} (R_{e,t+1} - R_{t+1}) = -\omega_e \eta_t^S \quad (4.2.3.10b)$$

$$\eta_t^c = -E_t \tilde{\Lambda}_{t,t+1} (R_{t+1}^c - R_{t+1}) = -\omega_c \eta_t^S \quad (4.2.3.10c)$$

$$\eta_t^b = E_t \tilde{\Lambda}_{t,t+1} (R_{b,t+1} - R_{t+1}) = \Delta \eta_t^S \quad (4.2.3.10d)$$

$$\eta_t^S = E_t \tilde{\Lambda}_{t,t+1} \left[(R_{s,t+1} - R_{t+1}) - \frac{\kappa_s}{2} \left(\frac{R_{s,t+1}}{R_{s,t}} - 1 \right)^2 R_{s,t+1} \right] \quad (4.2.3.10e)$$

$$\eta_t^0 = E_t \tilde{\Lambda}_{t,t+1} R_{t+1} \quad (4.2.3.10f)$$

Le comportement de la banque est à la fois dépendant de l'excédent de revenu (différence entre taux débiteur et créditeur) mais également de la contrainte liée à une modification trop fréquente de ses taux créditeurs. En effet, les relations (4.2.3.10e) et (4.2.3.10f) montrent que ϕ_t croît avec le taux d'intérêt actualisé appliqué à l'actif sans risque, d'une part, et l'excédent de revenu d'intérêt net des coûts d'ajustement, d'autre part. η_t^S est, en outre, négativement liée au paramètre κ_s . En d'autres termes, lorsque κ_s augmente, la banque réduit l'offre de crédit indépendamment des conditions du marché puisque la contrainte de participation de la banque au marché du crédit ($\eta_t^S \geq 0$) n'est plus garantie

ou qu'il devient trop coûteux pour la banque d'ajuster les taux. On montre par la suite qu'à l'équilibre, ce paramètre amplifie les effets de la variabilité du facteur d'intérêt $R_{k,t}$ sur la valeur excédentaire des actifs par rapport aux dépôts (η_t^S).

Par ailleurs, lorsque l'excédent de revenu provenant de la substitution des dépôts par le financement interbancaire est négatif ($\eta_t^a < 0$), il est plus avantageux pour la banque de ne pas s'endetter sur le marché interbancaire. La condition de participation est donc donnée par $\eta_t^a \geq 0$ car en ce moment, le financement interbancaire devient moins onéreux que les dépôts. Il se pose un choix entre les dépôts et l'emprunt interbancaire. On peut conduire le même raisonnement pour l'ensemble des sources de financement des intermédiaires financiers.

On peut remarquer que la présence de frictions sur les différents marchés ou, de façon équivalente, la contrainte de capital des intermédiaires fait que les taux d'intérêt à l'équilibre sont différents du taux sans risque R_t . En absence de contrainte ($\lambda_t = 0$), tous les taux d'intérêt à l'optimum sont égaux au taux sans risque. Cette approche fait naître des primes de risque supportés par les intermédiaires financiers.

La relation (4.2.3.10c) permet de déterminer le taux d'intérêt réel sur le marché monétaire. Ce marché étant commun à la zone, le taux d'intérêt nominal qui y prévaut est unique. De ce fait, nous déduisons une autre relation de Fisher pour autoriser que ce taux soit identique quel que soit le pays considéré. Un raisonnement similaire est adopté pour le marché interbancaire.

Nous postulons que le financement de la banque centrale est soumis à des garanties tout comme dans Hilberg et Hollmayr (2013). Les banques effectuent des prêts aux entrepreneurs. Ces prêts sont garantis par leur capital physique suivant la contrainte d'emprunt (4.2.2.5). Les banques échangent ce crédit (garantie par le capital physique des entreprises) contre de la liquidité auprès de la banque centrale. Ces actifs étant risqués, ils ne sont pas entièrement éligibles au guichet de la banque centrale. La BCE applique un taux de décote h_t lorsqu'elle les accepte comme collatéral. L'élargissement des actifs éligibles en tant que collatéraux effectué par la BCE est modélisé comme une baisse de la valeur de h_t . Lorsque $h_t = 1$, la banque centrale n'accepte pas le capital des entreprises comme collatéraux tandis que lorsque $h_t = 0$, ces actifs deviennent intégralement éligibles au guichet de la banque centrale comme les obligations d'état.

Ainsi, la condition de financement auprès de la banque centrale est donnée par l'équation

$$b_t^c \leq b_{t-1} + (1 - h_t)s_{t-1} \quad (4.2.3.11)$$

où h_t ($0 \leq h_t \leq 1$) désigne un taux de décote décidé par la BCE. Dans la suite, nous supposons la contrainte (4.2.3.11) saturée.

Le crédit bancaire est déterminé par la relation (4.2.2.4). Les obligations d'Etat sont partagées entre les banques et la banque centrale (lorsque cette dernière décide d'en acheter). Les obligations émises par les banques sont détenues par les ménages et les banques de l'autre pays sauf lorsque la banque centrale décide d'en acquérir lors de la mise en œuvre de ses politiques non conventionnelles.

4.2.4 Politique monétaire et interventions de la banque centrale

La politique monétaire de la BCE est caractérisée par un taux d'intérêt unique qui est donné par la règle ci-dessous

$$r_t = r_{t-1}^{\rho_r} \left(\frac{1}{\beta} \left(\frac{\Pi_t}{\bar{\pi}} \right)^{\kappa_\pi} \left(\frac{Y_t}{\bar{Y}} \right)^{\kappa_y} \right)^{(1-\rho_r)} \varepsilon_t^r \quad (4.2.4.1)$$

avec $\Pi_t = (\Pi_t^H \Pi_t^F)^{1/2}$ et $Y_t = (Y_{H,t} Y_{F,t})^{1/2}$. Toutes les grandeurs surlignées sont les valeurs à l'équilibre dans l'Union. Π_t^H et Π_t^F sont les taux d'inflation dans les pays H et F respectivement. Ils sont définis comme suit

$$\Pi_t^H = \Pi_{H,t}^\omega \Pi_{F,t}^{1-\omega} \quad \& \quad \Pi_t^F = \Pi_{H,t}^{1-\omega} \Pi_{F,t}^\omega$$

L'instrument de la politique monétaire est le taux d'intérêt nominal r_t lié au taux d'intérêt réel par la relation (4.2.1.7). La Banque Centrale fait varier son taux d'intérêt en fonction de l'inflation et de l'output gap de la zone. La présence d'un terme aléatoire ε_R se justifie par l'existence d'une composante discrétionnaire de la politique monétaire dans la règle du taux d'intérêt.

Au cours de la crise, la Banque Centrale a baissé ses taux directeurs. Toutefois, cette politique n'a pas suffi à faire baisser les taux sur les marchés. La Banque Centrale a donc conduit en complément des politiques dites non conventionnelles. Tout d'abord, elle a apporté un appui aux banques dans l'optique d'encourager le crédit et relancer ainsi

l'activité réelle en octroyant directement des fonds aux banques. Ensuite, elle a élargi la liste des actifs admis comme collatéraux. Ces deux politiques peuvent être, en partie, modélisées par une baisse de la valeur de h_t qui augmente la valeur de b_t^c . Lorsque la valeur de h_t diminue, la BCE accroît la liquidité dans l'économie. Nous supposons que h_t suit un processus AR(1) stationnaire (en log) de forme générale

$$h_t = e^{\eta_t^h} \bar{h}^{(1-\rho_h)} (h_{t-1})^{\rho_h} \quad (4.2.4.2)$$

où $|\rho_h| < 1$ et $\eta_t^h \sim N(0, \sigma_\eta^h)$.

L'injection de liquidité de la BCE par la modification de la procédure d'allocation est dès lors captée par b_t^c qui est définie par la donnée de h_t et la saturation de la contrainte (4.2.3.11). Cette saturation peut être interprétée comme une allocation complète.

La Banque Centrale a ensuite acheté des titres du secteur privé à travers le SMP (*Securities Market Program*) et les obligations sécurisées. Soit E_t^{pc} la quantité de titres du secteur privé achetés par la Banque Centrale. L'équilibre sur ce segment de marché est donné (pour un pays) par

$$E_t^{pc,j} + \sum_h B_{ht}^j + Eq_t^{j-} = Eq_t^j \quad (4.2.4.3)$$

où Eq^j désigne les obligations émises par les banques du pays j et Eq^{j-} les titres de dette du pays j détenu par les banques de l'autre pays. L'achat des obligations du secteur privé couplé avec la baisse du taux de décote h_t caractérisent la politique d'assouplissement des conditions de garantie de la BCE.

En plus des titres du secteur privé, la Banque Centrale a également acquis des obligations des Etats en difficulté par une intervention sur le marché secondaire puisqu'elle ne peut pas directement financer les Etats. Ainsi, nous supposons que la Banque Centrale a acheté une quantité B_t^{gc} des obligations des gouvernements ; l'autre partie est détenue par les banques. En posant B_{gt} , la quantité d'obligations émises par un Etat donné, l'équilibre sur ce segment de marché, s'écrit dès lors

$$B_t^{gc,j} + B_t^j + B_t^{j-} = B_{gt}^{g,j} \quad (4.2.4.4)$$

Afin de financer toutes ses interventions, la Banque Centrale émet des obligations de court-terme (D_{gt}) qui paie le taux sans risque R_t aux ménages. Toutefois, les actifs des banques sont rémunérés aux taux $R_{e,t}$. Ces obligations permettent de financer les deux pays notés 1 et 2. Ainsi, la contrainte de bilan de la Banque Centrale est donnée par

$$(B_t^{c1} + B_t^{c2}) + (B_t^{pc1} + B_t^{pc2}) + (B_t^{gc1} + B_t^{gc2}) = D_{gt} \quad (4.2.4.5)$$

Pour limiter l'intervention de la Banque Centrale sur les marchés dédiés au secteur privé, nous supposons qu'elle supporte des coûts d'intermédiation. En réalité, ces coûts témoignent de l'inefficacité de la Banque Centrale par rapport aux autres acteurs privés. Pour chaque titre émis par les secteurs non financier et bancaire, nous supposons que la Banque Centrale supporte des coûts d'inefficacité notés respectivement τ_s et τ_b pris en compte dans la contrainte du gouvernement. En absence de ces coûts, la banque centrale est tout aussi efficace que le secteur privé. On supposera dans toute la suite que la banque centrale achète une proportion φ_t^b des obligations d'Etat et proportion φ_t^e des titres de dette émis par les banques.

4.2.5 Le gouvernement

La politique budgétaire est conduite par les gouvernements nationaux. Les dépenses du gouvernement, dans chaque pays, sont composées de la consommation G_t et du paiement d'intérêts provenant de l'émission de titres de dette publique (B_t). Les revenus sont constitués des impôts forfaitaires et les revenus issus de l'intermédiation de la Banque Centrale. La contrainte de bilan d'un pays est donné par

$$G_t + R_{b,t}B_{t-1} = T_t + B_t + (R_{e,t} - R_t - \tau_s)B_{t-1}^{pc} + (R_{b,t} - R_t - \tau_b)B_{t-1}^{gc} + (R_t^c - R_t)B_{t-1}^c \quad (4.2.5.1)$$

La contrainte (4.2.5.1) peut être écrite pour l'autre gouvernement de façon à respecter la contrainte $D_{gt} = D_{gt}^1 + D_{gt}^2$ au niveau de la Banque Centrale.

Pour chaque pays, la politique budgétaire est donnée par une règle simple de la forme⁷

$$\ln(G_t) = \rho_g \ln(G_{t-1}) + (1 - \rho_g) \ln(\bar{G}) + \varepsilon_G \quad (4.2.5.2)$$

7. Nous faisons ainsi abstraction de politique budgétaire stabilisatrice dans le modèle.

avec ε_G un choc aléatoire de moyenne nulle et $0 \leq \rho_g < 1$.

4.2.6 Agrégation et équilibre

Le secteur bancaire

Soient N_t les fonds propres des banques, en se servant de l'équation (4.2.3.5), on peut écrire (par sommation)

$$S_t + \Delta B_t - \omega_c B_t^c - \omega_e E q_t \leq \phi_t N_t \quad (4.2.6.1)$$

Cette relation (4.2.6.1) donne la contrainte de capital à laquelle fait face le secteur bancaire pris dans son ensemble. Les actifs du secteur bancaire net des passifs de la banque ne peuvent excéder un multiple ϕ_t de ses fonds propres N_t . Lorsque la contrainte est saturée, les fluctuations dans N_t entraînent des fluctuations des actifs de crédit. Les actifs des banques sont également une fonction croissante de leurs passifs. Dans ce sens, les politiques de prêts de la banque centrale et l'achat des actifs du secteur privé influent sur les actifs des banques. En d'autres termes, les politiques visant à restaurer les différents segments de marché permettent d'accroître l'offre de crédit dans l'économie. Plus précisément, cela passe par une baisse du *spread* entre les taux d'intérêt et du taux de référence de l'économie. En effet, la richesse nette du secteur bancaire est donnée comme suit :

$$N_t = \sigma \left\{ \left[R_{st} \left(1 - \frac{\kappa_s}{2} \left(\frac{R_{s,t}}{R_{s,t-1}} - 1 \right)^2 \right) - R_t \right] \frac{S_{t-1}}{N_{t-1}} + (R_{bt} - R_t) \frac{B_{t-1}}{N_{t-1}} - (R_{et} - R_t) \frac{E q_{t-1}}{N_{t-1}} - (R_t^c - R_t) \frac{B_{t-1}^c}{N_{t-1}} + R_t \right\} N_{t-1} + X \quad (4.2.6.2)$$

Compte tenu de l'ouverture au niveau des deux pays, les quantités B et $E q$ des relations (4.2.6.1) et (4.2.6.2) sont des indicateurs composites.

La première source de variation de N_t est imputable aux fluctuations du rendement ajusté *ex-post* des prêts R_{st} . La richesse du système bancaire croît proportionnellement avec le ratio inverse de levier S_{t-1}/N_{t-1} .

Les entreprises

La richesse nette de l'entreprise est constituée de son profit et de la rémunération du travail des entrepreneurs. Si, l'on note σ_e la probabilité de survie des entreprises, alors la richesse nette s'écrit

$$N_t^e = \sigma_e(R_{k,t+1}Q_t k_{t+1} - R_{t+1}^s s_{p,t} + (1 - \gamma_e)(1 - \alpha)P_{mt}Y_t) \quad (4.2.6.3)$$

Le dernier terme de la relation (4.4.3.1a) représente le revenu du travail. Les entreprises qui sortent du marché ont une consommation finale qui est proportionnelle à la richesse nette

$$C_t^e = \frac{1 - \sigma_e}{\sigma_e} N_t^e \quad (4.2.6.4)$$

Équilibres globaux

Les contraintes de ressources dans chacune des économies s'écrivent sous la forme

$$Y_t^H = C_{H,t}^H + C_{H,t}^F + C_t^{e,H} + \left[1 + f \left(\frac{I_t^H}{I_{t-1}^H} \right) \right] I_t^H + G_t^H + \tau \left(\varphi_t^b \bar{B}^H + \varphi_t^e E q_t^H \right) \quad (4.2.6.5a)$$

$$Y_t^F = C_{F,t}^F + C_{F,t}^H + C_t^{e,F} + \left(1 + f \left(\frac{I_t^F}{I_{t-1}^F} \right) \right) I_t^F + G_t^F + \tau \left(\varphi_t^b \bar{B}^F + \varphi_t^e E q_t^F \right) \quad (4.2.6.5b)$$

Le marché du crédit s'équilibre comme suit

$$S_t = Q_t K_{t+1} - N_t^e \quad (4.2.6.6)$$

On suppose que l'offre d'obligations d'Etat est une proportion fixe par rapport au PIB : $B_t^g = \bar{B}$.

La différence entre les réserves de la banque centrale et les dépôts des ménages se déduit de façon résiduelle à partir de la contrainte de bilan du système bancaire :

$$S_t + B_t + Z_t^d = N_t + E_t + B_t^c \quad (4.2.6.7)$$

avec $B_t^c = B_{t-1} + (1 - h_t)S_{t-1}$.

On suppose que la banque centrale achète une partie des actifs du secteur privé et des obligations du gouvernement comme suit :

$$B_t^{pc} = \varphi_t^e E_t \quad \text{et} \quad B_t^{gc} = \varphi_t^b \bar{B} \quad (4.2.6.8)$$

avec φ_t^e et φ_t^b des processus AR stationnaires.

4.3 Calibration, état stationnaire et dynamique du modèle

Cette section vise, tout d'abord, à présenter les procédures de calibration du modèle et de calcul des états stationnaires. Ensuite, nous analysons la structure du modèle en simulant un choc de politique monétaire ainsi qu'un choc productivité avant d'analyser les effets des politiques non conventionnelles.

4.3.1 Paramètres

Les paramètres utilisés proviennent, pour l'essentiel, de la littérature notamment de Semenescu-Badarau et Levieuge (2011), Gerali et al. (2010), Gertler et Karadi (2013) et Poilly et Sahuc (2013). Il existe des paramètres communs aux deux pays et des paramètres spécifiques à chaque pays. L'hétérogénéité dans le modèle viendrait de deux sources à savoir le secteur bancaire et le secteur des entreprises.

4.3.1.1 Paramètres communs aux deux pays

Préférences des ménages. Le taux d'escompte trimestriel est de 0,9998750, ce qui donne un taux d'intérêt annuel de 0,05% ; c'est-à-dire la valeur du taux de refinancement de la BCE au 04/09/2014. Le paramètre des habitudes de consommation est fixé à 0,71. L'inverse de l'élasticité de l'offre du travail par rapport à la désutilité marginale du travail, φ , est de 0,156. Le paramètre d'échelle χ est égal à 3,482. Ces deux derniers paramètres sont tels que le travail représente environ un tiers de la production. Le paramètre des coûts de transaction κ est fixé à 1%. La part des biens locaux dans la consommation des ménages, ω , est égal à 65%. L'élasticité de substitution entre les biens locaux et les biens importés, η , est fixée à 2.

Secteur bancaire. Le paramètre σ implique une durée de vie moyenne de 9 ans pour les banques. L'allocation de démarrage, X , est fixée à 0,0037. Bien que faible, elle permet de créer des différences entre les taux d'intérêt sur le crédit bancaire et le taux sans risque. Le paramètre ω_e est fixé à l'unité pour égaliser R_e à R_s . Δ et ω_m sont fixés pour atteindre des écarts de taux respectifs de 0,4% et 0,09% sur les obligations d'Etat et sur le marché monétaire dans le pays H. Dans le pays F, ces écarts sont proportionnels à $R_s - R$ (qui est différent de H).

Secteur de la production La proportion γ_e de ménages qui travaillent est de 85%. Le taux de dépréciation du capital est $\delta = 2,5\%$ et la part du capital est $\alpha = 33\%$. Le paramètre σ_e implique une durée de vie moyenne de 5 pour les entreprises. La part des dépenses publiques est fixée à 21% du PIB.

Rigidité des prix. La probabilité pour un détaillant de maintenir constant son prix fixe (γ) est 0,779 et la valeur de ν est fixée à 6.

Politique monétaire. La valeur à l'équilibre du taux de décote de la BCE est fixé à 0,2 comme dans Hilberg et Hollmayr (2013). Bien que la BCE ait élargi de façon exceptionnelle les actifs acceptés comme des collatéraux au cours de la crise, elle acceptait, sous certaines conditions, des actifs négociables⁸ comme des garanties. C'est la raison pour laquelle la valeur à l'équilibre est différente de zéro. Les paramètres de la fonction de réaction de la banque centrale sont : $(\kappa_\pi, \kappa_y, \rho_i) = (1.5, 0.125, 0.15)$. Une modification de $\rho_i = 0.15$ ne modifie pas qualitativement les résultats de notre analyse.

4.3.1.2 Paramètres spécifiques à chaque pays

Les secteurs bancaires et des entreprises de la zone euro présentent des disparités relativement fortes (tableau 4.1). Le levier financier du secteur bancaire (ou multiplicateur des fonds propres) a varié entre 6,7 (en Estonie) et 23 (en Italie) en 2013. Le ratio de la dette des entreprises sur leurs capitaux propres varient entre 53% (au Luxembourg en 2009) et 283% (en Grèce en 2011). Globalement, à un secteur bancaire faiblement capitalisé (levier élevé), est associé un secteur des entreprises fortement endetté⁹.

8. Les actifs négociables sont des certificats de dette de la BCE ou autres titres de créances négociables sur un marché. Les actifs non négociables sont, quant à eux, les créances privées et les titres de créance non négociables adossés à des créances hypothécaires sur des particuliers.

9. La corrélation entre le levier des banques et la dette des entreprises a varié entre 63% (en 2011) et 21% (en 2014) dans les pays de l'OCDE.

TABLEAU 4.1: Évolution des caractéristiques des secteurs bancaires et des entreprises dans la zone euro

Ce tableau présente en 2009, 2011 et 2013 certaines caractéristiques des entreprises et du secteur bancaire de la zone euro. S/N^e désigne le ratio de dette sur capitaux propres des sociétés non-financières. ϕ est le levier financier du secteur bancaire (ou multiplicateur des fonds propres) qui correspond au ratio entre les actifs financiers et les fonds propres des banques. $1 - \chi_e$ est le taux de recouvrement enregistré en cents sur le dollar récupéré par les créanciers. Les données du taux de recouvrement proviennent de la banque mondiale et les autres données proviennent de l'OCDE (Panorama des comptes nationaux).

	S/N^e			ϕ			$1 - \chi_e$
	2009	2011	2013	2009	2011	2013	2016
Autriche	1.20	1.26	1.22	7.90	8.26	7.20	82.8
Belgique	0.90	0.84	0.79	18.72	17.53	12.75	89.9
Estonie	0.94	0.91	0.76	9.70	8.82	6.73	40.3
Finlande	0.99	1.13	1.00	8.53	12.84	8.94	90.3
France	0.78	0.86	0.70	15.75	21.20	15.49	78.5
Allemagne	1.43	1.39	1.14	22.04	24.90	20.83	84.4
Grèce	2.01	2.83	1.35	12.81	56.40	11.41	35.6
Irlande	1.43	1.44	0.95	19.15	12.38	8.17	87.7
Italie	1.27	1.56	1.29	15.81	39.97	23.03	63.9
Luxembourg	0.53	0.68	0.65	18.44	23.26	19.96	43.7
Pays-Bas	1.13	1.18	1.02	19.77	20.91	19.16	74.2
Portugal	1.64	1.72	1.65	15.06	20.40	15.63	74.2
Slovénie	1.42	1.42	1.31	12.03	13.26	11.51	89.2
Espagne	1.29	1.14	0.91	13.39	15.39	11.31	78.3

Afin de mettre en évidence les effets de cette hétérogénéité sur la transmission de la politique monétaire, nous considérons les trois scénarios suivants dans notre analyse.

Scénario 1 Le levier financier dans le pays H est faible à l'équilibre ($\phi_H = 8$) tandis qu'il est élevé dans le second pays ($\phi_F = 17$). Pour atteindre ces différentes valeurs, le paramètre $\bar{\theta}$, valeur à l'équilibre de θ_t , est fixé à 0,083 dans le pays F et 0,1934 dans le pays H. Le levier financier du secteur bancaire est, dès lors, la seule source de l'hétérogénéité dans le modèle. Le taux de recouvrement des deux économies, $1 - \chi_e$, est fixé à 78,4% ; c'est-à-dire la valeur médiane des taux de recouvrement des pays de la zone euro (cf. tableau 4.1).

Scénario 2 Nous considérons ici les différences entre les leviers des entreprises (ratio entre la valeur de leur capital et leurs fonds propres) comme la source d'hétérogénéité. La littérature insiste sur l'importance du levier du secteur des entreprises dans la transmission des chocs de politique monétaire (voir par exemple Bernanke et Gertler, 1989 ; Bernanke et al., 1999 ; Kühl, 2016 ; Rannenberg, 2016). D'une part, les mesures de politique monétaire non conventionnelle en augmentant la demande de capital des entreprises réduisent leur levier qui à son tour augmentera leurs fonds propres. D'autre part, elles

assouplissent les conditions de financement des entreprises (baisse du levier) mais réduisent la marge bénéficiaire des banques. Nous considérons l'équilibre suivant dans les deux pays : $K_H/N_H^e = 4,66$ et $K_F/N_F^e = 1,68$. Pour atteindre ces valeurs, le taux de recouvrement, $1 - \chi_e$, du pays H est fixé à 78,4% tandis que celui du second pays (F) est fixé à 40%. Les leviers financiers des deux secteurs bancaires est fixé à 8.

Scénario 3 Ce dernier cas est une combinaison des deux précédents. Le modèle comporte deux sources d'hétérogénéité que sont les leviers des banques et des entreprises. Plus précisément, $\phi_H = 8$, $K_H/N_H^e = 4,66$, $\phi_F = 17$, et $K_F/N_F^e = 1,68$.

4.3.2 Etat stationnaire

Les états stationnaires calculés sont consignés dans le tableau 4.2. Dans le premier scénario, les banques du pays H sont confortablement capitalisées (36%) en comparaison aux banques du pays F (15%). Les deux secteurs bancaires ont sensiblement le même niveau d'importance. Le ratio crédit sur PIB (importance du secteur bancaire) est de 7,3 dans le pays H contre 7,7 dans le pays F. Dans les scénarios 2 et 3, on autorise que le secteur bancaire soit plus important dans le pays H.

TABLEAU 4.2: Etats stationnaires

Ce tableau présente l'état stationnaire de quelques variables dans chaque pays et pour chaque scénario.

	Scénario 1		Scénario 2		Scénario 3	
	Pays H	Pays F	Pays H	Pays F	Pays H	Pays F
C/Y	0.4505	0.4359	0.4505	0.4379	0.4505	0.4328
C_e/Y	0.1056	0.1100	0.1056	0.1956	0.1056	0.1983
K/Y	9.3529	9.7654	9.3529	6.2605	9.3529	6.3549
K/N^e	4.6596	4.6730	4.6596	1.6849	4.6596	1.6865
I/Y	0.2338	0.2441	0.2338	0.1565	0.2338	0.1589
ϕ	8.0000	17.0000	8.0000	8.0000	8.0000	17.0000
S/N	20.6432	52.7844	20.6432	7.3576	20.6432	17.9156
N/Y	0.3558	0.1454	0.3558	0.3459	0.3558	0.1444
$R_s - R$	0.0025	0.0005	0.0025	0.0025	0.0025	0.0005
$R_e - R$	0.0025	0.0005	0.0025	0.0025	0.0025	0.0005
$R_m - R$	0.0002	0.0002	0.0002	0.0002	0.0002	0.0002
$R_b - R$	0.0012	0.0002	0.0012	0.0012	0.0012	0.0002
P_m	0.8333	0.8333	0.8333	0.8333	0.8333	0.8333

Dans le premier scénario, les entreprises ont des leviers (ratio du capital sur fonds propres) similaires. On autorise dans les scénarios 2 et 3 un ratio plus faible pour les entreprises du pays F. Même si ces ratios dans les scénarios 2 et 3 diffèrent de ceux présentés dans le tableau 4.1, le plus important est de créer des disparités entre les deux

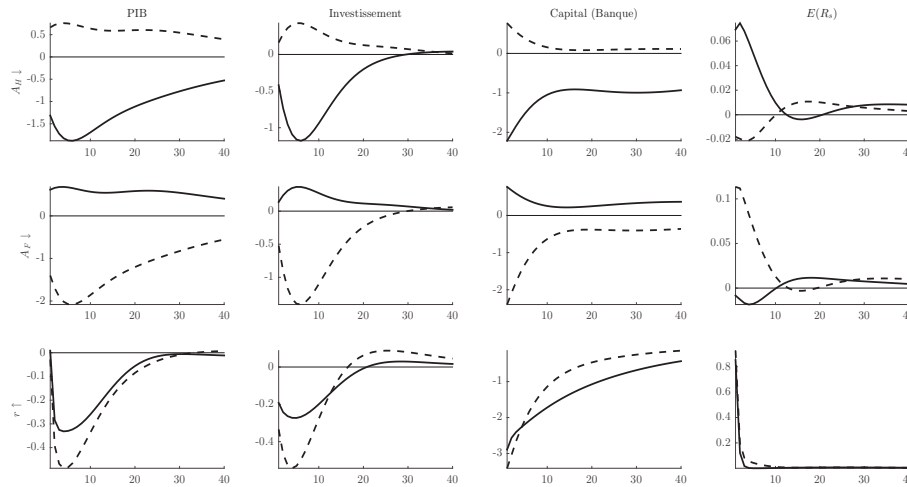
pays afin d'analyser la dynamique dans la transmission de la politique monétaire commune. Le ratio entre les leviers des entreprises du pays F et le pays H qui est de 1 dans le premier scénario est d'environ 37% dans les deux derniers scénarios. Il s'ensuit un niveau d'investissement faible dans le pays F.

4.3.3 Dynamique du modèle

Les deux premières lignes du graphique 4.1 donnent les réponses de la production, de l'investissement, du capital bancaire et des taux d'intérêt suite à des chocs technologiques dans chacun des pays. La troisième ligne fournit les réponses des mêmes variables suite à un choc commun de politique monétaire.

GRAPHIQUE 4.1: Réponses de variables macroéconomiques et financières à des chocs technologiques et à un choc de politique monétaire

Ces courbes représentent les réponses de la production, de l'investissement, du capital bancaire et des taux d'intérêt à des chocs négatifs de productivité dans chacun des pays (deux premières lignes du graphique) et à un choc commun négatif de politique monétaire (troisième ligne du graphique). $A_H \downarrow$ et $A_F \downarrow$ sont des chocs technologiques négatifs dans les pays H et F respectivement. $r \uparrow$ correspond à une hausse du taux d'intérêt (choc négatif de politique monétaire). Les courbes en trait plein sont les réponses du pays H et celles en pointillé sont les réponses du pays F. Les amplitudes des chocs sont d'un écart-type de l'innovation de chaque processus. Ces graphiques sont produits avec la calibration $(\phi_H, \phi_F) = (8, 17)$.



Tout d'abord, les chocs technologiques négatifs intervenant dans chaque pays font baisser la production, l'investissement et accroissent le coût du crédit. La transmission est faible d'un pays à l'autre en raison de l'ouverture qui s'effectue uniquement sur le marché des biens produits. Sur le marché du crédit, les taux débiteurs sont plus sensibles au choc technologique dans le pays F, faiblement capitalisé, en comparaison au pays H.

Le choc négatif de politique monétaire confirme cette plus forte sensibilité du coût du crédit aux chocs dans le pays F. En effet, un choc négatif de politique monétaire augmente

le taux d'intérêt nominal et fait baisser l'investissement et la consommation dans l'Union. L'effet négatif du choc sur la demande fait baisser l'inflation et augmente le taux d'intérêt réel¹⁰. La politique monétaire restrictive accroît le coût du crédit.

L'effet du choc reste un peu plus longtemps significatif dans le pays le moins capitalisé en comparaison au pays dans lequel les banques sont confortablement capitalisées. Par conséquent, les effets du choc sur la production et la consommation sont plus prononcés dans le pays F en comparaison au pays H. La baisse de l'investissement est d'environ 74% plus grande dans le pays faiblement capitalisé en comparaison au pays fortement capitalisé. Les effets en termes de croissance atteignent un écart de 69% entre les deux pays. Les effets sont proches que ceux trouvés dans les travaux antérieurs (ex. Levieuge, 2003 ; Semenescu-Badarau, 2009 ; Sunirand, 2002). Par exemple, un choc de politique monétaire chez Semenescu-Badarau (2009) conduit à une baisse de 60% de l'investissement dans le pays faiblement capitalisé en comparaison au pays fortement capitalisé.

Cette analyse préliminaire permet de mettre en évidence certaines propriétés d'un modèle macro-économique. Au-delà des effets obtenus, les réponses à des chocs sont cohérentes avec la littérature. Plus particulièrement, on enregistre une baisse de l'activité suite à une politique monétaire restrictive et d'un choc technologique négatif. En outre, on observe une pro-cyclicité du bilan des banques ou intermédiaires financiers comme dans Gertler et Karadi (2011). Par ailleurs, les effets des politiques sont amplifiés via le canal bancaire. En l'occurrence, les effets des chocs sont plus importants dans le pays faiblement capitalisé. Ce dernier résultat est cohérent avec ceux de Semenescu-Badarau et Levieuge (2011).

Quelles sont les implications de cette hétérogénéité pour la transmission des mesures de politique monétaire non conventionnelle ?

4.4 Les effets des mesures non conventionnelles

Cette section discute des effets des mesures de politique monétaire non conventionnelle. Chaque graphique reporte les réponses de variables du modèle suite à un choc de politique monétaire non conventionnelle. L'amplitude de chaque choc correspond à une variation de 25 points de base de l'écart-type de son innovation. Nous présentons simultanément

10. Les effets sur la consommation et l'inflation ne sont pas présentés pour faciliter la lecture du graphique.

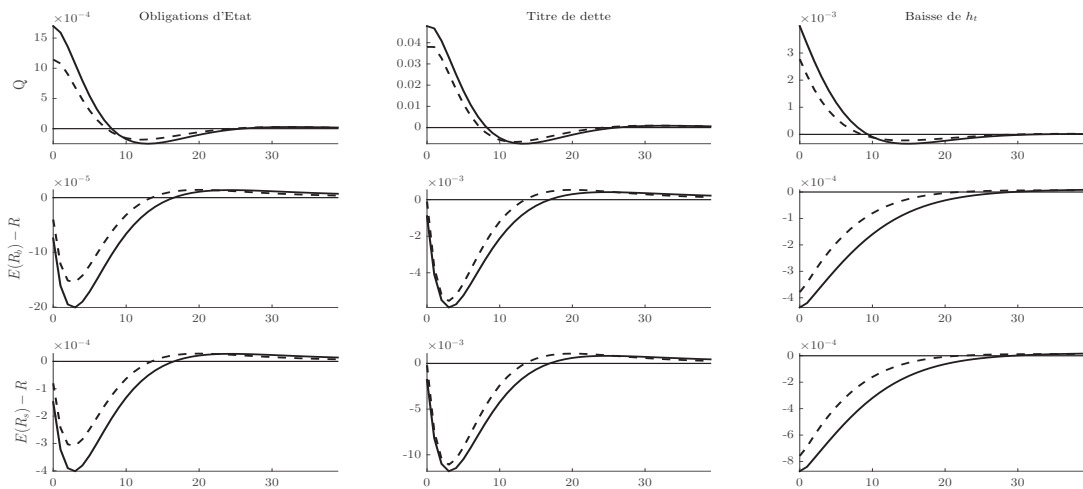
les chocs relatifs à des achats d'obligations souveraines, de titres de dette et à un apport de liquidité (baisse de h_t). L'apport de liquidité, dans le modèle, peut être assimilé à l'assouplissement des conditions de garanties (*collateral easing*) conformément à la description faite à la section 4.2.4. Le premier scénario est celui qui est discuté dans cette section.

4.4.1 Effets sur le prix des actifs et les *spreads*

On attend des mesures de politique monétaire non conventionnelle une hausse des prix des actifs et une baisse des primes de risque et de liquidité. Les réponses du prix des actifs et des *spreads* sur le crédit bancaire et les titres souverains sont données par le graphique 4.2. Globalement, un choc de politique non conventionnelle est suivi d'un accroissement du prix des actifs et cela quelle que soit la politique analysée. On note que l'accroissement du prix des actifs est plus important dans le pays H en comparaison au pays F, qui est le moins capitalisé. La hausse des prix est plus importante lorsque la banque centrale achète des titres de dette en comparaison avec les achats de titres souverains ou des apports de liquidité.

GRAPHIQUE 4.2: Effets des mesures non conventionnelles sur le prix des actifs et des *spreads*

Ces courbes représentent les réponses du prix des actifs (Q), du *spread* sur les titres souverains ($E(R_b) - R$) et du *spread* sur le crédit bancaire ($E(R_s) - R$) à des chocs d'achat de titres et d'apport de liquidité. Chaque ligne du graphique représente les réponses de chaque variable. Les première et deuxième colonnes présentent les réponses suite à un choc d'achat de titres souverains et de dette respectivement. La troisième colonne présente les réponses des variables suite à un apport de liquidité (baisse de h_t). Les courbes en trait plein sont les réponses du pays H et celles en pointillé sont les réponses du pays F. Les amplitudes des chocs sont de 25% de l'écart-type de l'innovation de chaque processus. Ces graphiques sont produits avec la calibration $(\phi_H, \phi_F) = (8, 17)$.



La croissance du prix des actifs peut transiter notamment par les anticipations, la liquidité et la réallocation de portefeuille. Elle est une première mesure du degré de la confiance retrouvée sur les marchés financiers car elle résulte d'échanges entre acheteurs et vendeurs. Nos résultats impliquent que le degré de confiance que les investisseurs accordent aux mesures non conventionnelles est lié au niveau de capitalisation du secteur bancaire. Plus précisément, lorsque ϕ_t augmente, les actifs (nets des passifs) de la banque deviennent plus importants par rapport à ses ressources propres. Il s'ensuit une faible valeur du ratio des fonds-propres sur actifs (*Capital Adequacy Ratio*). La banque fait moins de crédits ou emprunte moins sur les marchés car elle est limitée dans son activité d'intermédiation. En période de crise, les marchés financiers réagissent plus fortement là où le secteur bancaire est mieux capitalisé notamment parce que le capital bancaire permet de limiter les problèmes d'asymétrie informationnelle.

Via leurs effets sur les prix, les mesures de politique monétaire non conventionnelle ont des implications en termes de coût du capital, d'effets de richesse et devraient avoir des implications macroéconomiques relativement importantes. Un effet immédiat (cf. graphique 4.2) est la baisse des *spreads* sur les titres souverains ($E(R_b) - R$) et le crédit bancaire ($E(R_s) - R$). Ces *spreads* se réduisent dans les deux pays mais avec des effets plus importants dans le pays ayant une capitalisation bancaire forte (pays H). Il est intéressant de noter que les trois mesures non conventionnelles ont des effets plus importants sur le marché du crédit ; c'est-à-dire une diminution plus forte du *spread* sur le crédit bancaire. Ce résultat semble, *a priori*, contre-intuitif car l'achat des obligations souveraines devrait, en principe, avoir des effets plus importants sur ce segment de marché. Toutefois, il peut être expliqué par la fonction d'intermédiation financière des banques. La banque centrale achète des obligations souveraines, qui sont dans la plupart des cas, détenues par les banques. Ainsi, cette opération améliore le coût d'accès aux ressources des banques et réduit le prix de leur offre de service à leurs clients y compris les ménages et les entreprises.

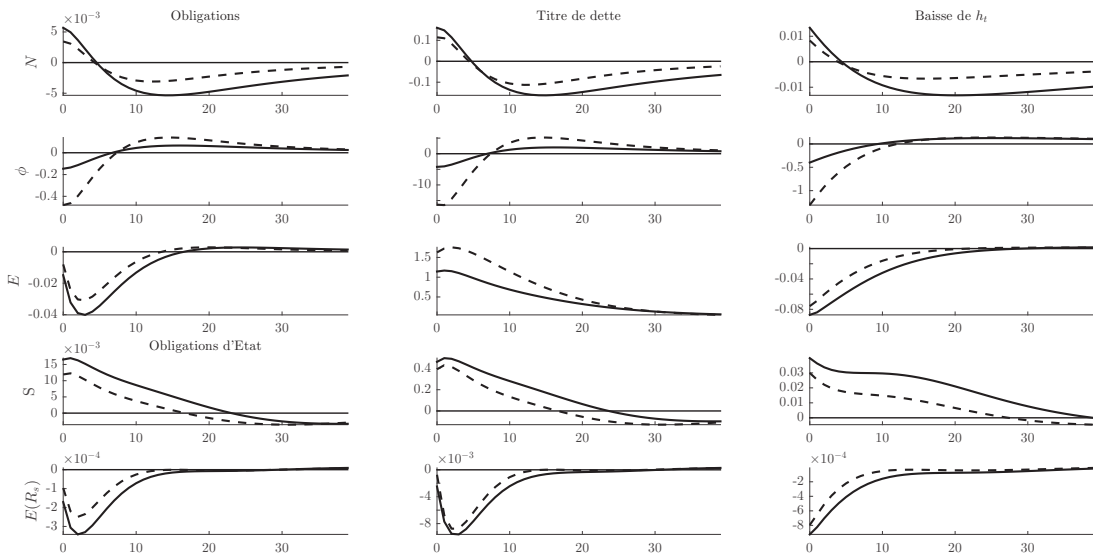
4.4.2 Mesures non conventionnelles et secteur financier

Un choc négatif sur le capital des investisseurs affecte le capital du secteur bancaire. La dégradation du bilan des banques accélère la transmission des chocs dans l'économie. Ceci est d'autant plus vrai qu'au cours de la dernière crise, le secteur bancaire a été fortement affecté ; ce qui a accéléré la propagation vers le secteur réel. Un canal par

lequel les politiques non conventionnelles peuvent affecter l'économie est l'amélioration du bilan des banques. Par ailleurs, il faut rappeler que les banques ont joué un rôle majeur dans la mise en œuvre des politiques non conventionnelles dans la zone euro.

GRAPHIQUE 4.3: Mesures non conventionnelles et secteur financier

Ces courbes représentent les réponses du capital bancaire (N), du levier financier des banques (ϕ), des titres de dette émis par les banques (E), du crédit bancaire (S) et du taux débiteur ($E(R_s)$) à des chocs d'achat de titres et d'apport de liquidité. Chaque ligne du graphique représente les réponses de chaque variable. Les première et deuxième colonnes présentent les réponses suite à un choc d'achat de titres souverains et de dette respectivement. La troisième colonne présente les réponses des variables suite à un apport de liquidité (baisse de h_t). Les courbes en trait plein sont les réponses du pays H et celles en pointillé sont les réponses du pays F. Les amplitudes des chocs sont de 25% de l'écart-type de l'innovation de chaque processus. Ces graphiques sont produits avec la calibration $(\phi_H, \phi_F) = (8, 17)$.



Les mesures non conventionnelles ont augmenté le prix des actifs. Une première conséquence est l'amélioration du capital des banques selon le canal du bilan (cf. première ligne du graphique 4.3). Les banques dont le levier financier est plus faible bénéficient le plus des mesures non conventionnelles en termes d'amélioration de leur capital. La variation dans la taille du bilan des banques se traduit par une baisse du levier financier des banques (cf. seconde ligne du graphique 4.3). Les banques peuvent, dès lors, se refinancer plus aisément sur les marchés puisque les mesures non conventionnelles ont relâché leurs contraintes de financement. Ainsi, elle augmente le crédit aux entreprises (cf. quatrième ligne du graphique 4.3) d'autant plus que le coût du crédit a baissé à la suite de ces mesures (cf. cinquième ligne du graphique 4.3). L'apport massif de liquidité au cours de la mise en œuvre des mesures de politique monétaire non conventionnelle réduit les primes de liquidité et de risque et relance l'activité de crédit : c'est une confirmation de l'*effet de liquidité* des mesures non conventionnelles. Nous retrouvons un résultat de

la littérature qui montre que la liquidité est un facteur de transmission de la politique monétaire (ex. Christiano et Eichenbaum, 1992 ; Hosono, 2006 ; Kashyap et Stein, 2000).

En outre, le graphique 4.3 montre que l'achat de titres de dette conduit à une hausse plus importante du crédit bancaire relativement aux apports de liquidité. On observe une accumulation de réserves plus faible à la suite de l'achat de titres de dette comparativement à un apport de liquidité (écart d'environ 70%). L'accumulation de réserves des banques à la suite des apports de liquidité peut expliquer ces différents effets (ex. Shleifer et Vishny, 2010). Ce comportement des banques est cohérent avec une « fuite vers la liquidité » (Beber et al., 2009). Au cours d'une crise, les agents économiques opèrent une réallocation de leurs portefeuilles en recourant aux actifs de meilleure qualité ou plus liquides. Les réserves étant plus liquides que le crédit bancaire, les banques vont constituer plus de liquidité auprès de la Banque Centrale (réserves) en lieu et place de crédit à l'économie. L'apport de liquidité n'est toutefois pas inutile car il permet de soutenir plus longtemps l'activité de crédit (retour à l'équilibre plus lent).

Par ailleurs, à la suite de l'achat des titres souverains, les banques ont plutôt privilégié un financement par endettement (dépôt des ménages), ce qui est certainement plus coûteux qu'un apport de liquidité de la banque centrale. Malgré la faible accumulation de réserves, les coûts supplémentaires supportés par les banques du fait de la collecte des dépôts des ménages ont réduit la capacité des banques à accroître (resp. diminuer) davantage le volume (resp. le coût) du crédit par comparaison avec l'achat de titres de dette.

La baisse du coût du crédit réduit également la marge bénéficiaire des banques (Kühl, 2016) conduisant à une réduction de leurs profits et à une contraction de leurs fonds propres. La baisse du capital faisant suite à celle du coût du crédit accélèrent la hausse du levier financier des banques. Comme le montre le graphique 4.3, le capital bancaire baisse assez rapidement en conséquence de l'effondrement de la marge bénéficiaire des banques ou l'accroissement du levier financier des banques.

Les mesures de politique monétaire non conventionnelles ont aussi des effets de réallocation de portefeuille dont une première manifestation est la hausse du crédit aux entreprises. Une seconde indication est l'émission de nouveaux titres (à des taux réduits) à la suite de l'achat des titres de dette (cf. troisième ligne du graphique 4.3). Les banques dont le levier financier est plus élevé (pays F) émettent davantage de titres de

dette ; ce qui conduit à une baisse plus forte de leur levier quand bien même la hausse de leurs fonds propres est faible par rapport aux banques du pays H.

4.4.3 Mesures non conventionnelles et secteur des entreprises

Les effets des mesures non conventionnelles sur le secteur des entreprises sont analysés à partir de la richesse nette des entreprises et de leur demande de capital. Dans le modèle, les entreprises font face à une contrainte d'emprunt liée à la structure de leur bilan qui peut être modifiée par les changements dans la valorisation des actifs : on parle d'*effet de richesse* ou *canal du collatéral*. Les effets de richesse ont retenu l'attention des économistes au cours des années 1990 et suscite aujourd'hui un intérêt important en raison de la baisse du prix de l'immobilier. À la différence de Andrés et al. (2013) ou Iacoviello (2005) qui utilisent les actifs immobiliers, le canal du collatéral est mis en évidence dans notre modèle en utilisant le capital physique comme dans Gambacorta et Signoretti (2014) et Gerali et al. (2010).

Le graphique 4.4 présente les réponses de la richesse nette des entreprises et leur demande de capital à la suite d'un apport de liquidité (baisse de h_t) et d'achats de titres souverains et de titres de dette. La hausse du prix des actifs entraîne une baisse du coût du capital (Q de Tobin). Les entrepreneurs sont donc incités à accroître leur demande de capital (cf. deuxième ligne du graphique 4.4). La croissance de la demande du capital entretient la hausse du prix des actifs. Une première conséquence est l'augmentation de la richesse nette des entreprises (cf. première ligne du graphique 4.4).

Le capital et la richesse nette des entreprises contribuent à la propagation des effets des mesures de politique monétaire non conventionnelle au-delà de la description effectuée ci-dessus. En effet, il existe une relation bi-directionnelle entre la richesse nette des entreprises et leur demande de capital stipulée comme suit :

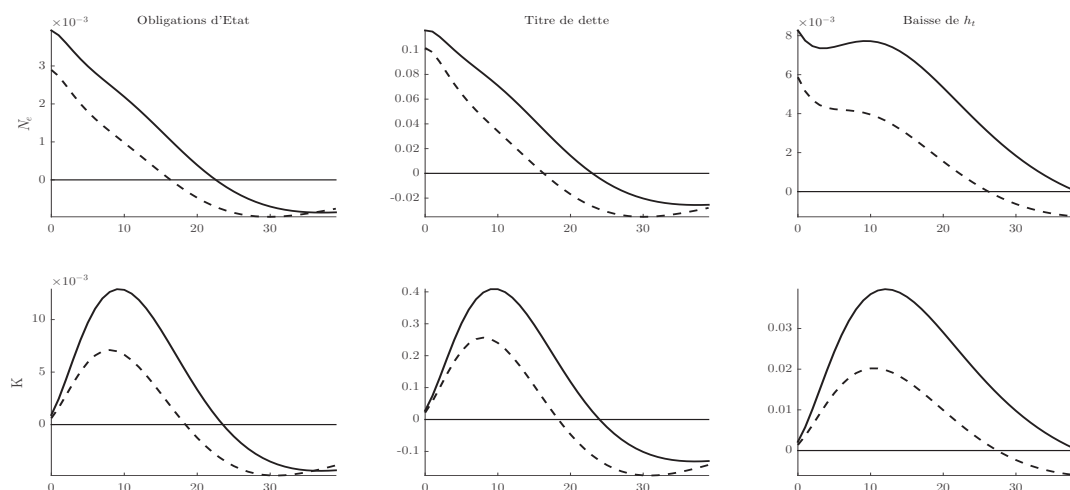
$$N_t^e = \sigma_e E_t (\chi_e R_{k,t+1} Q_t K_{t+1} + (1 - \gamma_e)(1 - \alpha) Y_t / MC_t) \quad (4.4.3.1a)$$

$$K_{t+1} = \frac{N_t^e}{Q_t} E_t \left(1 - (1 - \chi_e) \frac{R_{k,t+1}}{R_{t+1}^s} \right)^{-1} \quad (4.4.3.1b)$$

La relation (4.4.3.1b) montre qu'une variation de la richesse nette de l'entrepreneur devrait contribuer à faire augmenter la demande de capital. La relation (4.4.3.1a) indique, quant à elle, que la richesse nette de l'entrepreneur dépend, entre autres, du (i) prix de

GRAPHIQUE 4.4: Mesures non conventionnelles et secteur des entreprises

Ces courbes représentent les réponses de la richesse nette des firmes (N^e) et de la demande de capital (K) à des chocs d'achat de titres et d'apport de liquidité. Chaque ligne du graphique représente les réponses de chaque variable. Les première et deuxième colonnes présentent les réponses suite à un choc d'achat de titres souverains et de dette respectivement. La troisième colonne présente les réponses des variables suite à un apport de liquidité (baisse de h_t). Les courbes en trait plein sont les réponses du pays H et celles en pointillé sont les réponses du pays F. Les amplitudes des chocs sont de 25% de l'écart-type de l'innovation de chaque processus. Ces graphiques sont produits avec la calibration $(\phi_H, \phi_F) = (8, 17)$.



l'actif, (ii) de la rentabilité du capital et (iii) de la demande de capital. Cette interrelation entre la demande de capital et la richesse nette des entreprises n'est pas linéaire. Tandis que les fonds propres augmentent suite à la mise en œuvre des politiques non conventionnelles et entament une baisse régulière, la demande du capital augmente plutôt lentement et progressivement pour atteindre la valeur maximale au bout de 10 ou 15 périodes en fonction de la politique (graphique 4.4).

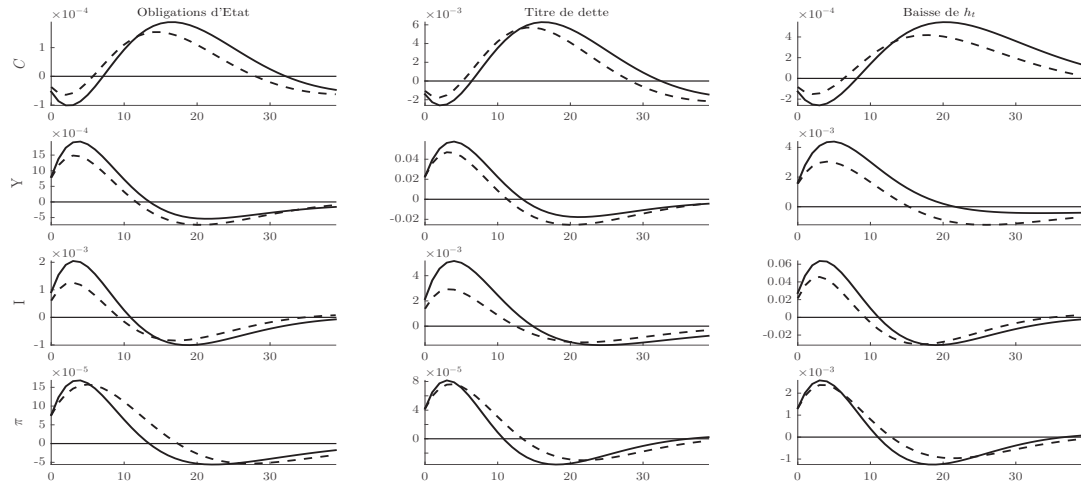
Les effets des mesures de politique monétaire non conventionnelle sont plus importants là où les banques ont un levier financier faible (secteur bancaire fortement capitalisé). On note également que l'apport de liquidité tend à créer des écarts plus importants entre les deux pays même si l'amplitude des réponses est plus faible par comparaison aux achats de titres de dette (cf. dernière colonne du graphique 4.4).

4.4.4 Effets macroéconomiques des mesures non conventionnelles

Les politiques non conventionnelles ont influencé le prix des actifs, le crédit bancaire et la demande de capital des entreprises. Par ces différents effets, elles devraient accroître l'investissement et relancer la demande. Le graphique 4.5 présente les réponses de la consommation (C), la production (Y), de l'investissement (I) et de l'inflation (π) suite à des chocs d'apport de liquidité et d'achats de titres souverains et de titres de dette.

GRAPHIQUE 4.5: Effets macroéconomiques des politiques non conventionnelles

Ces courbes représentent les réponses de la consommation (C), la production (Y), de l'investissement (I) et de l'inflation (π) à des chocs d'achat de titres et d'apport de liquidité. Chaque ligne du graphique représente les réponses de chaque variable. Les première et deuxième colonnes présentent les réponses suite à un choc d'achat de titres souverains et de dette respectivement. La troisième colonne présente les réponses des variables suite à un apport de liquidité (baisse de h_t). Les courbes en trait plein sont les réponses du pays H et celles en pointillé sont les réponses du pays F. Les amplitudes des chocs sont de 25% de l'écart-type de l'innovation de chaque processus. Ces graphiques sont produits avec la calibration $(\phi_H, \phi_F) = (8, 17)$.



Les mesures de politique monétaire non conventionnelle ont augmenté l'investissement dont les effets sont plus importants dans le pays H par comparaison au pays F. Ces variations sont la conséquence d'un accroissement plus important de la demande de capital dans le pays H. L'augmentation de l'investissement est suivie d'une hausse de la production et de l'inflation. Quand bien même la réaction de la production est plus forte dans le pays H, les effets des mesures non conventionnelles sur l'inflation durent plus longtemps dans le pays faiblement capitalisé (pays F). Par ailleurs, les apports de liquidité et l'achat des titres souverains influencent plus fortement l'inflation lorsqu'ils sont comparés à l'achat des titres de dette.

Les mesures de politique monétaire non conventionnelle ont aussi un effet positif sur la consommation qui évolue, par ailleurs, très lentement. Les réactions de la consommation sont plus lentes dans le pays H en comparaison au pays F.

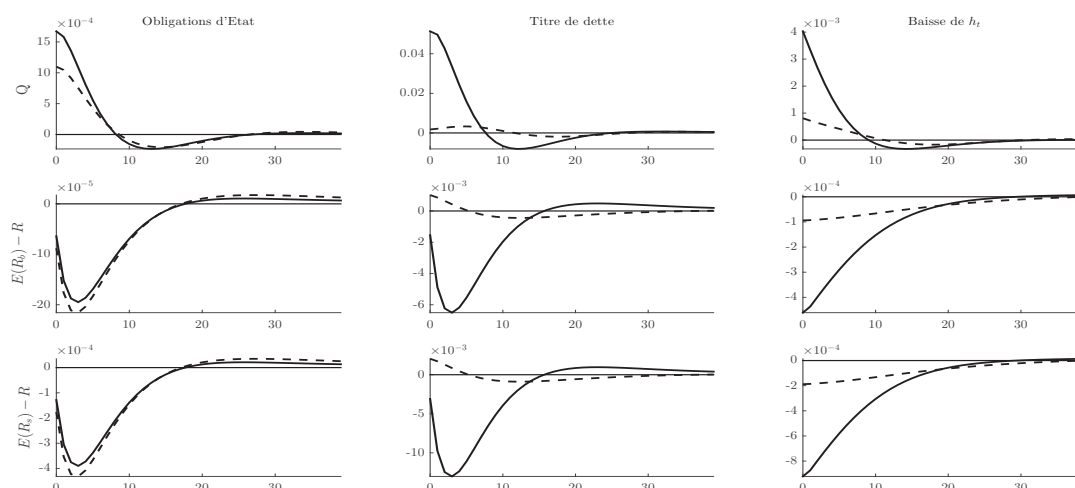
Au total, on peut retenir des mesures non conventionnelles qu'elles ont des effets très lents sur les variables macroéconomiques surtout là où le levier financier des banques est très élevé. Dans ce pays, les réactions de l'inflation sont plus persistants.

4.5 Quel effet de l'endettement des firmes ?

Dans la section précédente, nous avons analysé les effets des mesures non conventionnelles en prenant en compte l'hétérogénéité due au secteur bancaire. Dans cette section, nous supposons que les entreprises des deux pays ont des niveaux différents de fonds propres tout en maintenant égaux les leviers financiers des banques. La richesse nette des entreprises est la seule source d'hétérogénéité dans ce cas.

GRAPHIQUE 4.6: Mesures non conventionnelles et prix des actifs et des *spreads*

Ces courbes représentent les réponses du prix des actifs (Q), du *spread* sur les titres souverains ($E(R_b) - R$) et du *spread* sur le crédit bancaire ($E(R_s) - R$) à des chocs d'achat de titres et d'apport de liquidité. Chaque ligne du graphique représente les réponses de chaque variable. Les première et deuxième colonnes présentent les réponses suite à un choc d'achat de titres souverains et de dette respectivement. La troisième colonne présente les réponses des variables suite à un apport de liquidité (baisse de h_t). Les courbes en trait plein sont les réponses du pays H et celles en pointillé sont les réponses du pays F. Les amplitudes des chocs sont de 25% de l'écart-type de l'innovation de chaque processus. Ces graphiques sont produits avec la calibration $K_H/N_H^e = 4,66$ et $K_F/N_F^e = 1,68$.

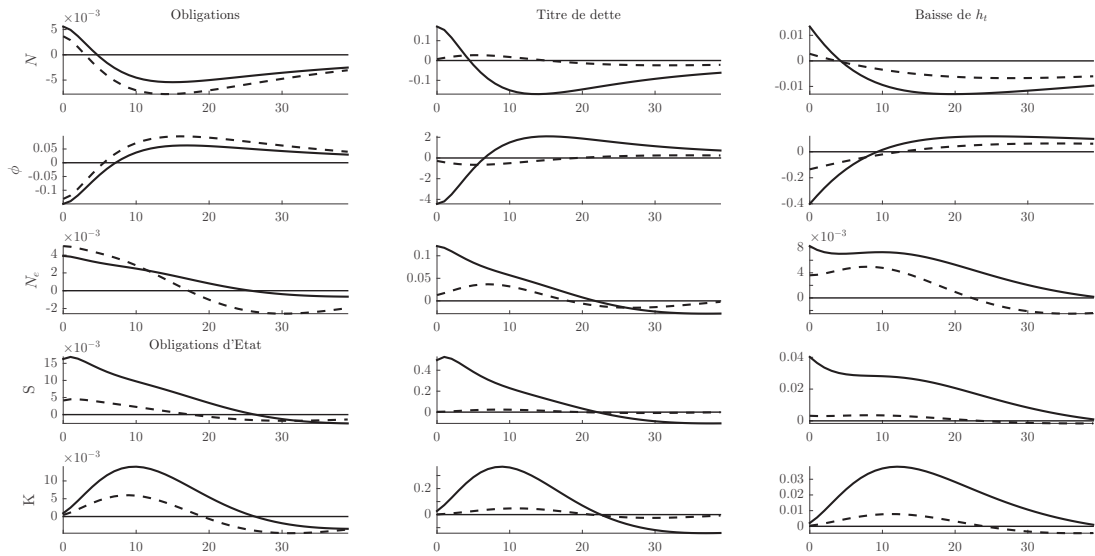


Les réponses des variables financières (prix des actifs et *spreads*) à la suite des chocs d'apport de liquidité et d'achats d'actifs sont présentées par le graphique 4.6. Il ressort que les effets sur les prix des actifs sont plus importants là où les entreprises ont un levier plus important (pays H) quelle que soit la politique. De plus, les apports de liquidité (baisse de h_t) et l'achat des titres de dette aggravent l'hétérogénéité entre les deux pays en raison de la différence des réponses. La faible réaction des prix des actifs dans le pays F fait que les *spreads* de taux varient très peu dans ce pays lorsque la banque centrale achète des titres de dette. Les fonds propres des entreprises semblent jouer à l'envers du capital bancaire. En d'autres termes, les pays dans lesquels les entreprises ont des ratios

de fonds propres importants, les mesures de politique monétaire non conventionnelle sont peu efficaces. Fondamentalement, ces pays ont peu besoin de ces mesures.

GRAPHIQUE 4.7: Mesures non conventionnelles et secteurs financier et des entreprises

Ces courbes représentent les réponses du capital bancaire (N), du levier financier des banques (ϕ), des fonds propres des entreprises (N^e), du crédit bancaire (S) et de la demande de capital (K) à des chocs d'achat de titres et d'apport de liquidité. Chaque ligne du graphique représente les réponses de chaque variable. Les première et deuxième colonnes présentent les réponses suite à un choc d'achat de titres souverains et de dette respectivement. La troisième colonne présente les réponses des variables suite à un apport de liquidité (baisse de h_t). Les courbes en trait plein sont les réponses du pays H et celles en pointillé sont les réponses du pays F. Les amplitudes des chocs sont de 25% de l'écart-type de l'innovation de chaque processus. Ces graphiques sont produits avec la calibration $K_H/N_H^e = 4,66$ et $K_F/N_F^e = 1,68$.

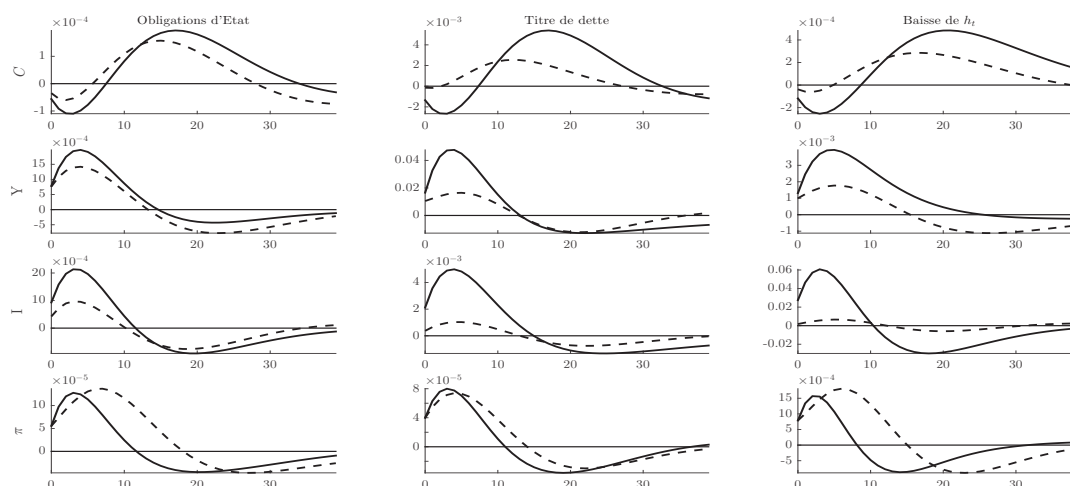


Les effets des différentes mesures sur les caractéristiques des banques et des entreprises varient fortement entre les deux pays. Globalement, le capital des banques s'améliore à la suite de la mise en œuvre des mesures de politique monétaire non conventionnelle dans les deux pays avec un effet plus important dans le pays H. Par conséquent, le levier des banques baisse plus fortement dans ce pays. En second lieu, le capital des banques diminue à mesure qu'augmente leur levier dans le pays H. Ceci est néanmoins vrai pour les achats de titres souverains et des apports de liquidité (cf. première et troisième colonnes du graphique 4.7). Lorsque la banque centrale achète des titres de dette, le levier des banques dans le pays F baisse très faiblement et reste négatif jusqu'à la 20^e période après le choc. Le capital bancaire se comporte de façon similaire en restant positif à la suite du choc au cours de cette période. Le capital et le levier des banques sont peu sensibles au choc d'achat de titres dette là où les entreprises ont un ratio de fonds propres élevé. Les réactions des fonds propres des entreprises sont également très

faibles dans ce pays (F). Il s'ensuit une légère hausse du crédit bancaire, de la demande de capital dans ce dernier pays (F) par comparaison au pays H (fortement endetté).

GRAPHIQUE 4.8: Mesures non conventionnelles et variables macroéconomiques

Ces courbes représentent les réponses de la consommation (C), la production (Y), de l'investissement (I) et de l'inflation (π) à des chocs d'achat de titres et d'apport de liquidité. Chaque ligne du graphique représente les réponses de chaque variable. Les première et deuxième colonnes présentent les réponses suite à un choc d'achat de titres souverains et de dette respectivement. La troisième colonne présente les réponses des variables suite à un apport de liquidité (baisse de h_t). Les courbes en trait plein sont les réponses du pays H et celles en pointillé sont les réponses du pays F. Les amplitudes des chocs sont de 25% de l'écart-type de l'innovation de chaque processus. Ces graphiques sont produits avec la calibration $K_H/N_H^e = 4,66$ et $K_F/N_F^e = 1,68$.



Les mesures de politique monétaire non conventionnelle sont suivies d'un accroissement de l'investissement, la production, l'inflation et la consommation. La transmission vers ces variables est lente comme dans le cas où le capital bancaire était la seule source d'hétérogénéité dans le modèle. Les effets sur l'investissement, la consommation et la production de ces mesures sont plus importants dans le pays H. À l'opposé, elles affectent très lentement mais plus longtemps l'inflation dans le pays F. Les apports de liquidité et l'achat des titres souverains créent des anticipations d'inflation plus fortes.

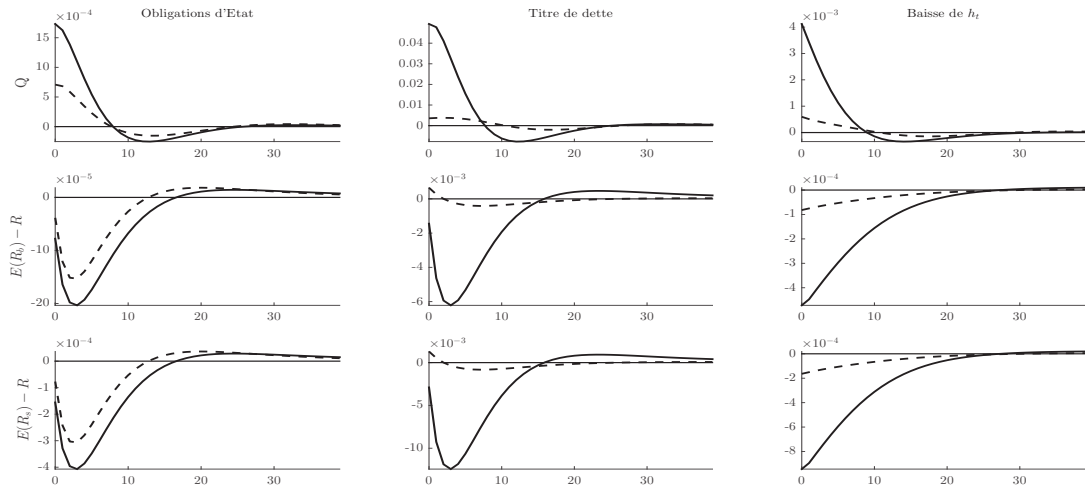
4.6 Les leviers financiers des secteurs bancaire et des entreprises comptent-ils vraiment ?

Dans un troisième scénario, le secteur bancaire du pays H est fortement capitalisé (faible levier) avec des entreprises ayant un niveau faible de fonds propres. Le secteur bancaire dans le pays F, à l'opposé, est faiblement capitalisé et les entreprises sont moins dépendante du crédit bancaire. À l'équilibre, la taille du secteur bancaire, mesurée par le ratio

crédit sur PIB, est plus importante dans le pays H (7,34) par comparaison au pays F (2,58).

GRAPHIQUE 4.9: Réponses du prix des actifs et des *spreads* aux mesures non conventionnelles

Ces courbes représentent les réponses du prix des actifs (Q), du *spread* sur les titres souverains ($E(R_b) - R$) et du *spread* sur le crédit bancaire ($E(R_s) - R$) à des chocs d'achat de titres et d'apport de liquidité. Chaque ligne du graphique représente les réponses de chaque variable. Les première et deuxième colonnes présentent les réponses suite à un choc d'achat de titres souverains et de dette respectivement. La troisième colonne présente les réponses des variables suite à un apport de liquidité (baisse de h_t). Les courbes en trait plein sont les réponses du pays H et celles en pointillé sont les réponses du pays F. Les amplitudes des chocs sont de 25% de l'écart-type de l'innovation de chaque processus. Ces graphiques sont produits avec la calibration $(\phi_H, \phi_F) = (8, 17)$, $K_H/N_H^e = 4,66$ et $K_F/N_F^e = 1,68$.



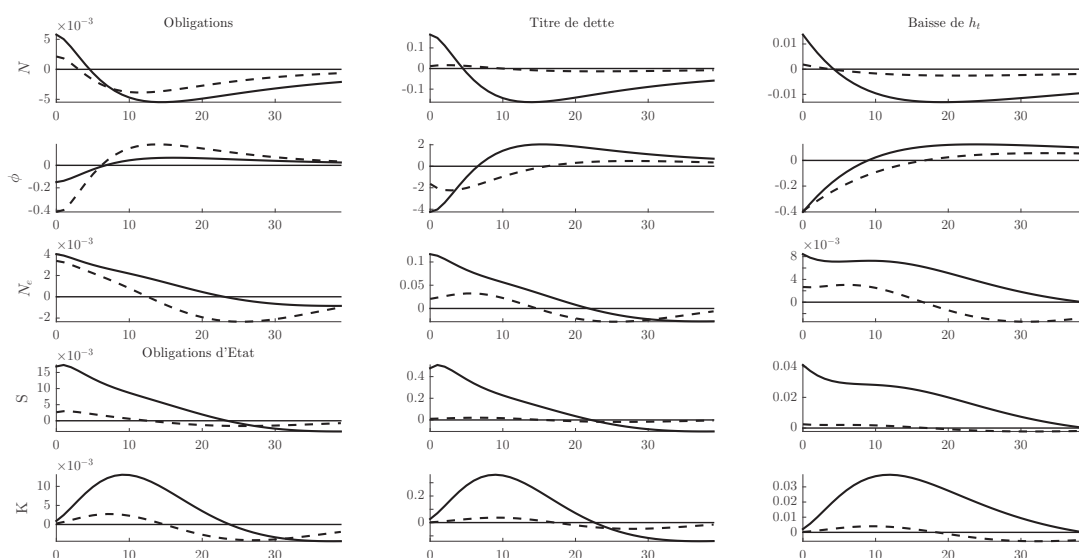
Les réponses des variables aux différents chocs de politiques non conventionnelles sont représentées par les graphiques 4.9, 4.10 et 4.11. Les effets des mesures de politique monétaire non conventionnelle sont quasiment identiques à ceux obtenus à la section 4.5 avec de très fortes divergences entre les deux pays. Ces divergences proviendraient des deux sources d'hétérogénéité considérées dans le modèle.

Les seconde et troisième lignes du graphique 4.9 montrent que les *spreads* de taux baissent dans les deux pays avec des effets plus importants dans le pays H. Les écarts entre les deux pays sont néanmoins plus grands par comparaison aux deux précédents scénarios lorsque la banque centrale achète des titres souverains.

La dynamique du levier financier des banques n'est pas homogène dans les deux pays car elle dépend de la mesure mise en œuvre (cf. deuxième ligne du graphique 4.10). En cas d'achat des titres souverains, le levier des banques du pays H baisse plus fortement que celui du pays F. On retrouve le résultat du premier scénario (où le capital bancaire était la seule source d'hétérogénéité), avec des écarts plus grands. Par contre, en cas

GRAPHIQUE 4.10: Réponses de variables des secteurs financier et des entreprises aux mesures non conventionnelles

Ces courbes représentent les réponses du capital bancaire (N), du levier financier des banques (ϕ), des fonds propres des entreprises (N^e), du crédit bancaire (S) et de la demande de capital (K) à des chocs d'achat de titres et d'apport de liquidité. Chaque ligne du graphique représente les réponses de chaque variable. Les première et deuxième colonnes présentent les réponses suite à un choc d'achat de titres souverains et de dette respectivement. La troisième colonne présente les réponses des variables suite à un apport de liquidité (baisse de h_t). Les courbes en trait plein sont les réponses du pays H et celles en pointillé sont les réponses du pays F. Les amplitudes des chocs sont de 25% de l'écart-type de l'innovation de chaque processus. Ces graphiques sont produits avec la calibration $(\phi_H, \phi_F) = (8, 17)$, $K_H/N_H^e = 4,66$ et $K_F/N_F^e = 1,68$.



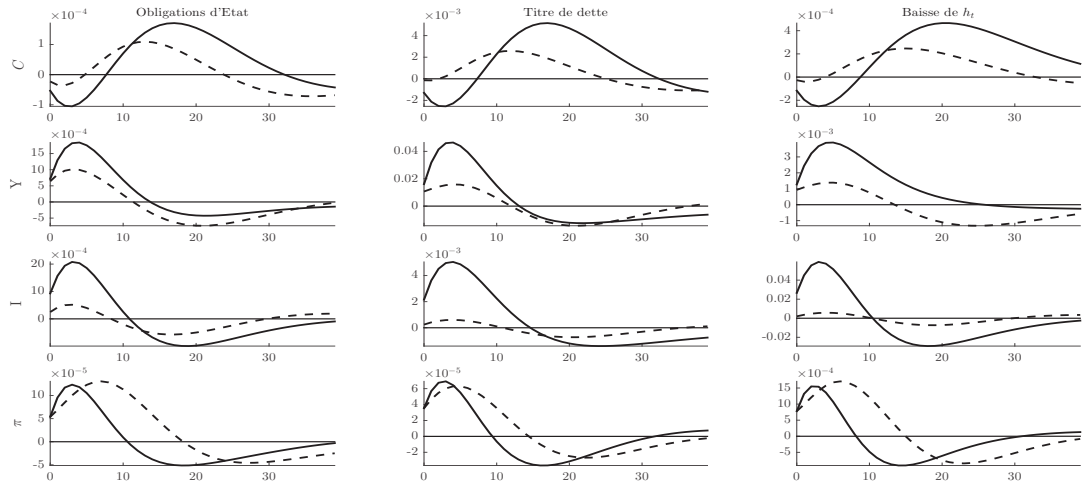
d'achat de titres de dette, les deux leviers se réduisent avec une ampleur plus forte dans le pays H. À la suite d'un apport de liquidité, la réponse maximale des deux leviers est la même. Néanmoins, le retour à l'équilibre se fait plus lentement dans le pays F.

Les effets de ces mesures sur la richesse nette des entreprises sont les mêmes que ceux obtenus dans le premier scénario (cf. troisième ligne du graphique 4.10). Il y a une forte divergence entre les deux pays lorsque la banque centrale achète des titres de dette ou initie des programmes d'apports de liquidité. Le retour à l'équilibre de la richesse nette des entreprises est très rapide dans le pays F.

En raison de la hausse du prix des actifs, la demande de capital est plus élevée dans le pays H comme dans les deux précédents scénarios. À l'exception de l'achat des titres souverains, la demande de capital réagit très faiblement là où les entreprises ont un niveau de fonds propres élevé, à l'équilibre : les écarts se creusent davantage entre les deux pays (cf. cinquième ligne du graphique 4.10). Il s'ensuit une hausse très timide du crédit bancaire dans ce dernier pays (F) en comparaison au pays H (cf. quatrième ligne du graphique 4.10).

GRAPHIQUE 4.11: Réponses de variables macroéconomiques aux mesures non conventionnelles

Ces courbes représentent les réponses de la consommation (C), la production (Y), de l'investissement (I) et de l'inflation (π) à des chocs d'achat de titres et d'apport de liquidité. Chaque ligne du graphique représente les réponses de chaque variable. Les première et deuxième colonnes présentent les réponses suite à un choc d'achat de titres souverains et de dette respectivement. La troisième colonne présente les réponses des variables suite à un apport de liquidité (baisse de h_t). Les courbes en trait plein sont les réponses du pays H et celles en pointillé sont les réponses du pays F. Les amplitudes des chocs sont de 25% de l'écart-type de l'innovation de chaque processus. Ces graphiques sont produits avec la calibration $(\phi_H, \phi_F) = (8, 17)$, $K_H/N_H^e = 4,66$ et $K_F/N_F^e = 1,68$.



La production, la consommation et l'investissement augmentent davantage dans le pays H même si la réaction demeure lente dans les deux pays. Les écarts entre les deux pays sont importants du point de vue de ces deux variables. Par contre, la réponse de l'inflation est légèrement plus forte dans le pays F à la suite de l'achat des titres souverains et de l'apport de liquidité. Le retour à l'équilibre, après la hausse, de l'inflation est plus rapide dans le pays H comme dans les deux précédents scénarios. L'achat de titres dette est suivi d'une hausse plus importante de l'inflation dans le pays H en comparaison au pays F.

4.7 Conclusion

Ce chapitre a utilisé un modèle d'équilibre général dynamique et stochastique (DSGE) pour expliquer certaines particularités dans la transmission des effets des politiques monétaires non conventionnelles.

Nous montrons que la capitalisation bancaire contribue à la transmission des effets des politiques monétaires non conventionnelles. Les effets de ces politiques sont plus importants dans le pays fortement capitalisé en comparaison au pays ayant un faible niveau

de capitalisation. Ce résultat est cohérent avec le courant de la littérature qui stipule que le capital des banques permet de surmonter les problèmes d'asymétrie d'information qui naissent des contrats entre les agents à capacité et ceux à besoin de financement (Holmstrom et Tirole, 1997). Le niveau de capitalisation agit négativement sur la probabilité de défaut des banques et sur leur prime de financement externe. Par ce canal, les banques peuvent plus aisément augmenter leur crédit puisqu'elles peuvent plus aisément collecter des ressources additionnelles sur le marché (Gambacorta et Mistrulli, 2004).

En outre, plus le secteur bancaire est important plus le pays profite des mesures non conventionnelles et de surcroît les effets de ces politiques sont très hétérogènes dans les pays. Ce résultat confirme l'importance de la santé des banques dans la transmission des politiques non conventionnelles. L'endettement des entreprises, bien qu'important, joue un rôle secondaire. En effet, les politiques monétaires sont efficaces là où le levier des entreprises - mesuré par leur demande de capital sur leurs fonds propres - est plus élevé. Dans ce cas, le niveau d'endettement est plus important ; ce qui revient à l'importance du secteur bancaire.

Globalement, les politiques non conventionnelles se transmettent à l'économie par une hausse du prix des actifs et une baisse des primes de risque. Cette baisse des primes s'explique par un effet de liquidité. La hausse des prix engendre un effet de richesse et une hausse de la demande de capital. En outre, il y a un effet de réallocation de portefeuille lorsque la banque centrale achète des titres de dette émis par les banques. La baisse plus prononcée de la prime de risque sur le crédit bancaire, quelle que soit la politique, pourrait s'expliquer par une confiance retrouvée entre les banques et les entreprises. Tous ces effets combinés conduisent à une hausse de la production avec une transmission plus lente en comparaison avec les autres variables financières.

Enfin, les achats de titres de dette produisent les effets les plus importants dans les économies. L'apport de liquidité peut être considéré comme la seconde mesure en termes d'efficacité. Il conduit à une plus forte accumulation de réserves des banques. Dès lors, on enregistre une réponse plus faible du crédit, de la richesse des entreprises et de la demande de capital.

Annexe technique

A Equations du modèle

A.1 Indices de prix

Notons H et F les deux pays de l'union. Notons X_i^j une quantité produite dans le pays i et consommée dans le pays j .

On suppose que les consommateurs des deux pays ont un comportement symétrique. La consommation agrégée est donnée dans le pays $j \in \{H, F\}$ par

$$C_t^j = \left((\omega^j)^{\frac{1}{\eta}} (C_{H,t}^j)^{\frac{\eta-1}{\eta}} + (1 - \omega^j)^{\frac{1}{\eta}} (C_{F,t}^j)^{\frac{\eta-1}{\eta}} \right)^{\frac{\eta}{\eta-1}} \quad (\text{A.1.1})$$

On suppose, dans la suite, que $\omega^H = 1 - \omega^F \equiv \omega$.

En résolvant le programme de minimisation des dépenses de consommation des ménages, on montre que la demande en biens issue de chacun des pays est donnée par

$$C_{H,t}^j = \omega^j C_t^j \left(\frac{P_{H,t}^j}{P_t^j} \right)^{-\eta} \quad \text{et} \quad C_{F,t}^j = (1 - \omega^j) C_t^j \left(\frac{P_{F,t}^j}{P_t^j} \right)^{-\eta} \quad (\text{A.1.2})$$

On fait l'hypothèse de l'unicité des prix dans les deux pays. Cela signifie que $\forall i, P_i^H = P_i^F = P_i$. Sous cette hypothèse et en utilisant (A.1.1) et (A.1.2), l'indice de prix dans le pays j est

$$P_t^j = \left(\omega^j P_{H,t}^{1-\eta} + (1 - \omega^j) P_{F,t}^{1-\eta} \right)^{\frac{1}{1-\eta}} \quad (\text{A.1.3})$$

Etant données les importations et exportations de biens, on peut définir les termes de l'échange entre les deux pays. La première définition est donnée par le rapport entre les prix des biens importés et ceux des biens domestiques :

$$\Upsilon_H = \frac{P_F}{P_H} = \Upsilon_F^{-1}$$

La seconde définition (Ξ_t) est donnée par le rapport entre les deux indices des prix.

$$\Xi^H = \frac{P^F}{P^H} = (\Xi^F)^{-1}$$

En réalité, cette seconde définition dépend entièrement de Υ :

$$\Xi^H = \left(\frac{\omega \Upsilon_{H,t}^{1-\eta} + 1 - \omega}{\omega + (1 - \omega) \Upsilon_{H,t}^{1-\eta}} \right)^{\frac{1}{1-\eta}} \quad (\text{A.1.4})$$

Il suffit de déterminer le prix au producteur P_H et P_F dans chacun des deux pays H et F pour avoir l'indice global.

En outre, le niveau général des prix dans l'union sera donné par une moyenne géométrique des deux indices des pays

$$P = (P^H P^F)^{1/2} = (P_H P_F)^{1/2}$$

A.2 Comportement des ménages

Dans cette section, on fait abstraction des indices i et j introduits précédemment car le comportement des ménages est identique dans les deux pays.

Contrainte budgétaire du ménage

$$C_t + D_{ht} + B_{ht} + \frac{1}{2} \kappa (B_{ht} - \bar{B}_h)^2 \leq w_t L_t + \Pi_t - T_t + R_t D_{h,t-1} + R_{et} B_{h,t-1} - X \quad (\text{A.2.1})$$

Les conditions du premier ordre sont les suivantes :

$$u_{C_t} w_t = \chi L_t^\varphi \quad (\text{A.2.2a})$$

$$E_t \Lambda_{t,t+1} R_{t+1} = 1 \quad (\text{A.2.2b})$$

$$B_{ht} = \bar{B}_h + \frac{1}{\kappa} E_t \Lambda_{t,t+1} [R_{e,t+1} - R_{t+1}] \quad (\text{A.2.2c})$$

$$\Lambda_{t,t+1} = \beta \frac{u_{C_{t+1}}}{u_{C_t}} \quad (\text{A.2.2d})$$

$$u_{C_t} = (C_t - h C_{t-1})^{-1} - E_t \beta h (C_{t+1} - h C_t)^{-1} \quad (\text{A.2.2e})$$

Etant donné que les deux pays sont en union monétaire, la relation de Fisher donne

$$R_{t+1}^H E_t \frac{P_{t+1}^H}{P_t^H} = 1 + r_{t+1} = R_{t+1}^F E_t \frac{P_{t+1}^F}{P_t^F} \quad (\text{A.2.3})$$

En se servant de la relation d'Euler (A.2.2b), on montre que

$$u_{C_t}^H = \frac{P_t^H}{P_t^F} u_{C_t}^F = \Xi_t^F u_{C_t}^F \quad (\text{A.2.4})$$

avec u^j l'utilité du ménage dans le pays j . Cette relation indique que le rapport entre les utilités marginales de la consommation des ménages dans les deux pays est égale aux rapport des indices des prix.

A.3 Comportement des entreprises

Les entreprises appartiennent aux ménages. On utilisera donc dans le programme d'optimisation le facteur d'actualisation $\Lambda_{t,t+s} = \beta^s \frac{u_{C_{t+s}}}{u_{C_t}}$. On simplifie également les notations puisque les entreprises ont le même comportement.

On suppose que la fonction de production est du type Cobb-Douglas à deux facteurs

$$Y_t = A_t K_t^\alpha L_t^{1-\alpha} \quad (\text{A.3.1})$$

On suppose que le bien final, dans un pays donné, est agrégée suivant une fonction CES et prend la forme

$$Y_t = \left[\int_0^1 (Y_t(j))^{\frac{\nu-1}{\nu}} dj \right]^{\frac{\nu}{\nu-1}} \quad (\text{A.3.2})$$

Le programme de maximisation de l'entreprise, pour un pays $i \in \{H, F\}$, s'écrit

$$\max P_{i,t} Y_{i,t} - \int_0^1 P_{i,t}(j) Y_{i,t}(j) dj$$

On déduit alors la production de (ou demande adressée à) l'entreprise j dans le pays i

$$Y_{i,t}(j) = \left(\frac{P_{i,t}(j)}{P_{i,t}} \right)^{-\nu} Y_{i,t} \quad (\text{A.3.3})$$

De façon subséquente, le prix $P_{i,t}$ est donné par

$$P_{i,t} = \left[\int_0^1 (P_{i,t}(j))^{1-\nu} dj \right]^{\frac{1}{1-\nu}} \quad (\text{A.3.4})$$

La minimisation des coûts de production de l'entreprise donne

$$\frac{r_t^k}{w_t} = \frac{\alpha}{1-\alpha} \frac{L_t(j)}{K_t(j)} \quad (\text{A.3.5})$$

où r^k et w sont respectivement le coût d'une unité de capital et une unité de travail. On fait l'hypothèse que la productivité marginale du capital et le salaire sont identiques au sein de la population des entreprises. On déduit le coût marginal de l'entreprise comme étant

$$MC_t = \frac{1}{A_t} \left(\frac{r_t^k}{\alpha} \right)^\alpha \left(\frac{w_t}{1-\alpha} \right)^{1-\alpha} \quad (\text{A.3.6})$$

Détermination du prix (Calvo) Chaque détaillant vend le bien sur le marché au prix $P_{i,t}$ dans le pays i . La demande adressée au détaillant étant définie par (A.3.3), le problème du détaillant est choisir le prix de sorte à maximiser son profit. On suppose qu'à chaque période, un détaillant peut actualiser ses prix avec la probabilité $1 - \gamma$ indépendamment du temps écoulé depuis le dernier ajustement. Cela veut dire qu'il existe une proportion $1 - \gamma$ de détaillants qui actualise leurs prix (notés $\tilde{P}_{i,t}(j)$) afin de maximiser le profit actualisé. Le reste γ laisse le prix inchangé. Ainsi, le programme du détaillant est définie par

$$\max_{P_{i,t}(j)} E_t \sum_{s=0}^{\infty} \Lambda_{t,t+s} \gamma^s (P_{i,t}(j) Y_{i,t+s}(j) - MC_{i,t+s} Y_{i,t+s}(j)) \quad (\text{A.3.7})$$

$\tilde{P}_{i,t}$ est solution de

$$E_t \sum_{s=0}^{\infty} \Lambda_{t,t+s} \gamma^s \left(\frac{\tilde{P}_{i,t}}{P_{i,t+s}} \right)^{-\nu} Y_{i,t+s} \left(1 - \nu + \nu \frac{MC_{i,t+s}}{\tilde{P}_{i,t}} \right) = 0$$

On peut écrire alors

$$\tilde{P}_{i,t} = \frac{\nu}{\nu - 1} \frac{E_t \sum_{s=0}^{\infty} \Lambda_{t,t+s} \gamma^s P_{i,t+s}^\nu MC_{i,t+s} Y_{i,t+s}}{E_t \sum_{s=0}^{\infty} \Lambda_{t,t+s} \gamma^s P_{i,t+s}^\nu Y_{i,t+s}} \quad (\text{A.3.8})$$

Soient $X_{i,t}^1$ le numérateur et $X_{i,t}^2$ le dénominateur de (A.3.8) :

$$X_{i,t}^1 = MC_{i,t} P_{i,t}^\nu Y_{i,t} + \beta \gamma E_t X_{i,t+1}^1$$

et

$$X_{i,t}^2 = P_{i,t}^\nu Y_{i,t} + \beta \gamma E_t X_{i,t+1}^2$$

avec

$$\tilde{P}_{i,t} = \frac{\nu}{\nu - 1} \frac{X_{i,t}^1}{X_{i,t}^2}$$

On peut dès cet instant écrire la dynamique du prix à partir de la relation (A.3.4)

$$\begin{aligned} P_{i,t}^{1-\nu} &= \int_0^{1-\gamma} (\tilde{P}_{i,t})^{1-\nu} dj + \int_{1-\gamma}^1 (P_{i,t}(j))^{1-\nu} dj \\ &= (1-\gamma)(\tilde{P}_{i,t})^{1-\nu} + \gamma \int_0^1 (P_{i,t}(j))^{1-\nu} dj \\ &= (1-\gamma)(\tilde{P}_{i,t})^{1-\nu} + \gamma P_{i,t-1}^{1-\nu} \end{aligned} \quad (\text{A.3.9})$$

Détermination de la production Selon la relation (A.3.3),

$$Y_{i,t}(j) = \left(\frac{P_{i,t}(j)}{P_{i,t}} \right)^{-\nu} Y_{i,t}$$

En intégrant de part et d'autre sur l'intervalle $[0,1]$, on obtient

$$Y_{i,t} = A_t K_{i,t}^\alpha L_{i,t}^{1-\alpha} \left[\int_0^1 \left(\frac{P_{i,t}(j)}{P_{i,t}} \right)^{-\nu} dj \right]^{-1} = A_t K_{i,t}^\alpha L_{i,t}^{1-\alpha} D_{i,t}^{-1} \quad (\text{A.3.10})$$

Le dernier terme $D_{i,t}$ de la relation (A.3.10) est la dispersion des prix. S'il n'y avait pas de rigidité, tous les producteurs adopteraient le même niveau des prix et on aurait $D_{i,t} = 1$. Selon la même logique adoptée dans le cas de la détermination des prix (A.3.9), la dispersion des prix vérifie la dynamique suivante :

$$D_{i,t} = (1-\gamma) \left(\frac{\tilde{P}_{i,t}}{P_{i,t}} \right)^{-\nu} + \gamma \left(\frac{P_{i,t-1}}{P_{i,t}} \right)^{-\nu} D_{i,t-1} \quad (\text{A.3.11})$$

En notant $\Pi_{i,t} = \frac{P_{i,t}}{P_{i,t-1}}$ et $\tilde{\Pi}_{i,t} = \frac{\tilde{P}_{i,t}}{P_{i,t-1}}$, on peut ré-écrire les dynamiques des prix et de la dispersion des prix comme

$$\begin{aligned} \Pi_{i,t}^{1-\nu} &= (1-\gamma)(\tilde{\Pi}_{i,t})^{1-\nu} + \gamma \\ D_{i,t} &= (1-\gamma)\tilde{\Pi}_{i,t}^{-\nu}\Pi_{i,t}^\nu + \gamma\Pi_{i,t-1}^\nu D_{i,t-1} \end{aligned} \quad (\text{A.3.12})$$

Les rémunérations du travail et du capital sont données par

$$w_t = \frac{(1 - \alpha)Y_t}{L_t MC_t} \quad (\text{A.3.13a})$$

$$r_t^k = \alpha \frac{Y_t}{K_t MC_t} \quad (\text{A.3.13b})$$

A partir des relations (A.3.6), (A.3.10), et le système (A.3.13), on montre que

$$MC_{i,t} = 1/D_{i,t}$$

Financement de l'entreprise On suppose que l'entrepreneur ne peut financer qu'une partie de son capital sur ses ressources propres. Si nous notons, $s_{p,t}$ le crédit bancaire et n_t^e la richesse nette (ressources propres) de l'entrepreneur, la contrainte d'emprunt est donnée par

$$s_p = Q_t k_{t+1} - n_t^e \quad (\text{A.3.14})$$

A la fin du processus de production, le revenu de l'entrepreneur en cas de faillite ne devra pas excéder le revenu en cas de succès (remboursement du crédit) pour qu'il accepte d'investir. L'entrepreneur fait face à une contrainte de solvabilité formulée comme suit

$$\underbrace{\chi_e R_{k,t+1} Q_t k_{t+1}}_{\text{Revenu : cas de faillite}} \leq \underbrace{R_{k,t+1} Q_t k_{t+1} - R_{t+1}^s s_{p,t}}_{\text{Revenu : cas de succès}} \quad (\text{A.3.15})$$

On obtient le taux d'intérêt sur le crédit qui est une fonction de la rentabilité capital (saturation)

$$R_{t+1}^s = \frac{(1 - \chi_e) Q_t k_{t+1}}{Q_t k_{t+1} - n_t^e} R_{k,t+1} \quad (\text{A.3.16})$$

Rentabilité, prix et accumulation du capital

$$R_{k,t+1} = \frac{r_{t+1}^k + (1 - \delta) Q_{t+1}}{Q_t} \quad (\text{A.3.17a})$$

$$Q_t = 1 + f\left(\frac{I_t}{I_{t-1}}\right) + \frac{I_t}{I_{t-1}} f'\left(\frac{I_t}{I_{t-1}}\right) - E_t \Lambda_{t,t+1} \left(\frac{I_{t+1}}{I_t}\right)^2 f'\left(\frac{I_{t+1}}{I_t}\right) \quad (\text{A.3.17b})$$

$$K_{t+1} = (1 - \delta) K_t + \left(1 - f\left(\frac{I_t}{I_{t-1}}\right)\right) I_t \quad (\text{A.3.17c})$$

A.4 Le secteur bancaire

Une banque d'un pays j finance le gouvernement (B_t^j) et les entreprises (S_t^j) de son pays. Elle émet des titres de dettes (E_t^j) achetés par les ménages (B_{ht}^j) de son pays et la banque centrale (φ_t^e) et se fait financer par la banque centrale (M_t^j). Elle dispose des dépôts des ménages et constitue des réserves auprès de la banque centrale. Les taux d'intérêt de ces deux actifs étant les mêmes, on note Z_t^j la différence entre les réserves et les dépôts de la banque dans le pays j . La banque se finance sur le marché interbancaire. Toutefois, à l'équilibre, les échanges sur le marché interbancaire n'interviennent pas dans le bilan des banques (la somme des prêts est égale à la somme des emprunts sur le marché).

Soit N_t^j la richesse nette (fonds propres) de la banque j . La contrainte de bilan du secteur bancaire s'écrit

$$S_t^j + B_t^j + Z_t^j = N_t^j + E_t^j + M_t^j \quad (\text{A.4.1})$$

La contrainte de solvabilité de la banque se met sous la forme

$$S_t^j + \Delta B_t^j - \omega_c M_t^j - \omega_e E_t^j \leq \phi_t^j N_t^j \quad (\text{A.4.2})$$

ϕ est le ratio inverse de levier et indique le niveau maximal des actifs nets des engagements de la banque par rapport à ses fonds propres. Ce ratio est défini par

$$\phi_t = \frac{E_t \tilde{\Lambda}_{t,t+1} R_{t+1}}{\theta - E_t \tilde{\Lambda}_{t,t+1} (R_{t+1}^s - R_{t+1})} \quad (\text{A.4.3a})$$

$$\tilde{\Lambda}_{t,t+1} = \Lambda_{t,t+1} (1 - \sigma + \sigma \theta \phi_{t+1}) \quad (\text{A.4.3b})$$

Les autres taux d'intérêt sont déterminés par les paramètres Δ , ω_c et ω_e comme suit :

$$E_t \tilde{\Lambda}_{t,t+1} (R_{e,t+1} - R_{t+1}) = \omega_e E_t \tilde{\Lambda}_{t,t+1} (R_{t+1}^s - R_{t+1}) \quad (\text{A.4.4a})$$

$$E_t \tilde{\Lambda}_{t,t+1} (R_{m,t+1} - R_{t+1}) = \omega_c E_t \tilde{\Lambda}_{t,t+1} (R_{t+1}^s - R_{t+1}) \quad (\text{A.4.4b})$$

$$E_t \tilde{\Lambda}_{t,t+1} (R_{b,t+1} - R_{t+1}) = \Delta E_t \tilde{\Lambda}_{t,t+1} (R_{t+1}^s - R_{t+1}) \quad (\text{A.4.4c})$$

Dynamique des fonds propres de la banque

$$N_t = \sigma \{ (R_t^s - R_t) S_{t-1} + (R_{bt} - R_t) B_{t-1} - (R_{et} - R_t) E_{t-1} - (R_{mt} - R_t) M_{t-1} + R_t N_{t-1} \} + X \quad (\text{A.4.5})$$

Dans le comportement de la banque d'un pays, les paramètres de comportement θ , Δ , ω_c et ω_e jouent un rôle important. Ils peuvent différer d'un pays à l'autre. Toutefois, nous mettons tout d'abord l'accent sur θ qui a un effet direct sur $\phi : \theta \uparrow \Rightarrow \phi_t \downarrow$.

B Equilibres et résumé

B.1 Secteur de la production

La richesse nette des entreprise s'écrit

$$N_t^e = \sigma_e \left(\underbrace{R_{k,t+1}Q_t k_{t+1} - R_{t+1}^s s_{p,t}}_{\text{Revenu de l'investissement}} + \underbrace{(1 - \gamma_e)(1 - \alpha)Y_t/MC_t}_{\text{Revenu du travail}} \right) \quad (\text{B.1.1})$$

Consommation finale (entreprises qui font faillite)

$$C_t^e = \frac{1 - \sigma_e}{\sigma_e} N_t^e \quad (\text{B.1.2})$$

La demande de capital ou le crédit bancaire (équilibre du marché du crédit) est donnée par

$$S_t = Q_t K_{t+1} - N_t^e \quad (\text{B.1.3})$$

Le prix, la rentabilité et l'accumulation du capital $(Q_t, R_{k,t}, I_t)$ sont donnés par le système (A.3.17). La production est donnée par

$$D_t Y_t = A_t K_t^\alpha L^{1-\alpha} \quad (\text{B.1.4})$$

avec D_t la dispersion des prix vérifiant l'équation

$$D_t = (1 - \gamma)\tilde{\Pi}_t^{-\nu}\Pi_t^\nu + \gamma\Pi_{t-1}^\nu D_{t-1} \quad (\text{B.1.5})$$

et l'inflation est donnée par

$$\Pi_t^{1-\nu} = (1 - \gamma)(\tilde{\Pi}_t)^{1-\nu} + \gamma \quad (\text{B.1.6a})$$

$$\tilde{\Pi}_t = \frac{\nu}{\nu - 1} \Pi_t \frac{x_t^1}{x_t^2} \quad (\text{B.1.6b})$$

$$x_t^1 = Y_t MC_t + \beta \gamma E_t x_{t+1}^1 \Pi_{t+1}^\nu \quad (\text{B.1.6c})$$

$$x_t^2 = Y_t + \beta \gamma E_t x_{t+1}^2 \Pi_{t+1}^\nu \quad (\text{B.1.6d})$$

Le coût marginal et les différentes rémunérations sont

$$MC_t = \frac{1}{D_t} \quad (\text{B.1.7a})$$

$$W_t = (1 - \alpha) D_t \frac{Y_t}{L_t} \quad (\text{B.1.7b})$$

$$r_t^k = \alpha D_t \frac{Y_t}{K_t} \quad (\text{B.1.7c})$$

L'équilibre sur le marché du travail donne

$$(1 - \alpha) u_{C_t} D_t Y_t = \chi L_t^{1+\varphi} \quad (\text{B.1.8})$$

Le système (B.1.6) est identique dans les deux pays. L'inflation globale dans chaque pays est alors

$$\Pi_t^H = \Pi_{H,t}^\omega \Pi_{F,t}^{1-\omega} \quad \& \quad \Pi_t^F = \Pi_{H,t}^{1-\omega} \Pi_{F,t}^\omega \quad (\text{B.1.9})$$

L'inflation dans l'union est

$$\Pi_t = (\Pi_{H,t} \Pi_{F,t})^{\frac{1}{2}} \quad (\text{B.1.10})$$

B.2 Ménages

Le comportement des ménages est décrit par les relations (A.2.2b)-(A.2.2e). L'équilibre dans l'union est assurée par les relations (A.2.4) et (A.1.4). Ces deux relations donnent

$$u_{C_t}^H = u_{C_t}^F \Upsilon_{H,t}^{1-2\omega} \quad (\text{B.2.1})$$

B.3 Secteur bancaire

Le comportement du secteur bancaire dans chaque pays est décrit par $N_t, S_t, B_t, M_t, E_t, Z_t$. qui sont déterminés par les relations (A.4.5), (A.4.2), (B.3.1a), (B.3.1b), (B.3.1c) et (A.4.1).

$$B_t = (1 - \varphi_t^b) \bar{B} \quad (\text{B.3.1a})$$

$$M_t = B_{t-1} + (1 - h_t) S_{t-1} \quad (\text{B.3.1b})$$

$$E_t = \varphi_t^e E_t + B_{ht} \quad (\text{B.3.1c})$$

Les prix $R_t^s, R_{et}, R_{bt}, R_{mt}$ sont déterminés par les equations (A.3.16), (A.4.4a), (A.4.4c) et (A.4.4b).

Les autres quantités ϕ_t et $\tilde{\Lambda}_{t,t+1}$ sont déterminées par le système (A.4.3).

B.4 Intervention de la banque centrale

L'intervention de la banque centrale est donnée par $h_t, \varphi_t^e, \varphi_t^b$ que nous supposons identique pour les deux pays. Ces variables sont modélisées comme des processus AR(1).

Sur le marché monétaire, le taux d'intérêt nominal r_m est identique entre les deux pays. Ce qui impose que (une autre relation de Fisher)

$$R_{m,t}^H \frac{P_t^H}{P_{t-1}^H} = 1 + r_{m,t} = R_{m,t}^F \frac{P_t^F}{P_{t-1}^F} \iff R_{m,t}^H \Pi_t^H = R_{m,t}^F \Pi_t^F \quad (\text{B.4.1})$$

B.5 Politique monétaire

La politique monétaire est donnée par une règle de Taylor

$$1 + r_t = (1 + r_{t-1})^{\rho_r} \left[\left(\frac{P_t}{P_{t-1}} \right)^{\kappa_\pi} \left(\frac{Y_t}{\bar{Y}} \right)^{\kappa_y} \right]^{(1-\rho_r)} \exp(\varepsilon_r) \quad (\text{B.5.1})$$

Cette règle peut être ré-écrite comme suit

$$1 + r_t = (1 + r_{t-1})^{\rho_r} \left[\frac{1}{\beta} \Pi_t^{\kappa_\pi} \left(\frac{Y_t}{\bar{Y}} \right)^{\kappa_y} \right]^{(1-\rho_r)} \exp(\varepsilon_r) \quad (\text{B.5.2})$$

avec $Y_t = (Y_{H,t} Y_{F,t})^{\frac{1}{2}}$ et Π_t le taux d'inflation dans l'union défini par (B.1.10). Le rapport $\frac{Y_t}{\bar{Y}}$ sera représenté par le rapport du cout marginal total et son niveau d'équilibre :

$$\frac{Y_t}{\bar{Y}} = \sqrt{\frac{Y_{H,t} Y_{F,t}}{Y_{H,t} Y_{F,t}}} = \sqrt{\frac{\nu^H}{D_{H,t}(\nu^H - 1)}} \sqrt{\frac{\nu^F}{D_{F,t}(\nu^F - 1)}}$$

B.6 Contrainte de ressources

La contrainte de ressources dans chaque pays

$$Y_t^H = C_{H,t}^H + C_{H,t}^F + C_t^{e,H} + \left(1 + f\left(\frac{I_t^H}{I_{t-1}^H}\right)\right) I_t^H + G_t^H + \tau \left(\varphi_t^b \bar{B}^H + \varphi_t^e E_t^H\right) \quad (\text{B.6.1a})$$

$$Y_t^F = C_{F,t}^F + C_{F,t}^H + C_t^{e,F} + \left(1 + f\left(\frac{I_t^F}{I_{t-1}^F}\right)\right) I_t^F + G_t^F + \tau \left(\varphi_t^b \bar{B}^F + \varphi_t^e E_t^F\right) \quad (\text{B.6.1b})$$

Conclusion générale

Pour faire face à la crise financière et économique débutée en 2007, la Banque Centrale Européenne (BCE), à l'instar des autres banques centrales, a tout d'abord abaissé ses taux directeurs. Malheureusement, il est rapidement apparu que la politique de taux serait insuffisante puisqu'elle n'est pas parvenue à rétablir la confiance sur les marchés. Par conséquent, la BCE a été conduite à mener des politiques nouvelles, dites « non conventionnelles ». Celles-ci consistent en une utilisation du bilan de la banque centrale afin d'influencer les prix des actifs et les conditions de financement, en plus de la baisse des taux d'intérêt directeurs et de l'orientation des anticipations de taux d'intérêt (*forward guidance*). Ces mesures non conventionnelles interviennent dans un environnement européen fortement hétérogène. La crise a aggravé l'hétérogénéité, déjà présente, de la zone à travers une forte dispersion dans les conditions de financement des agents économiques (ménages, entreprises, gouvernements) au point que l'on a parlé de *fragmentation* financière. Cette hétérogénéité pose la question de la transmission des mesures de politique monétaire vers l'économie réelle.

Cette thèse a tenté d'évaluer l'efficacité des mesures de politique monétaire non conventionnelle dans un environnement hétérogène.

Rappel des résultats

Dans le *chapitre introductif*, nous avons défini et présenté le calendrier de mise en œuvre des mesures non conventionnelles dans la zone euro. Nous avons également décrit les canaux de transmission de ces mesures et effectué un bilan des travaux empiriques sur leurs effets dans la zone euro. Il ressort que ces mesures se présentent sous deux formes (mesures qualitative et quantitative) et peuvent être des substituts ou des compléments à la politique de taux. Les mesures de politique monétaire non conventionnelle

se caractérisent par la qualité des actifs, la nature des contreparties et le marché sur lequel intervient la banque centrale. Elles se transmettent à l'économie principalement par les anticipations et le prix des actifs. Via l'accroissement du prix des actifs, elles ont baissé les taux d'intérêt et réduit les primes de risque et de liquidité. Bien qu'ayant limité l'effondrement du marché du crédit bancaire, les effets des politiques non conventionnelles sont restés faibles au regard des montants de la liquidité injectée. Leurs effets sur la croissance, le chômage et l'inflation ont été lents.

Malgré l'abondance de la littérature sur les effets des mesures de politique monétaire non conventionnelle, les travaux négligent le plus souvent l'hétérogénéité individuelle, l'hétérogénéité temporelle et la complémentarité entre les politiques non conventionnelles et la politique de taux.

La **première partie** de cette thèse a analysé les effets des mesures de politique monétaire non conventionnelle sur les conditions de financement des pays membres et des entreprises de la zone euro. Dans le *chapitre 1*, nous avons étudié les effets de ces mesures sur le coût du crédit aux entreprises. Nous montrons que les effets indirects ou complémentaires des politiques non conventionnelles sont plus probants que leurs effets directs. Les mesures de politique monétaire non conventionnelle ont été utiles pour restaurer les canaux traditionnels de la politique de taux. L'allocation complète à taux fixe, l'élargissement des conditions de garantie (collateral), les programmes d'achat des actifs (SMP et covered) sont les quatre politiques dominantes parmi les instruments utilisés par la BCE pour réduire le coût du crédit dans la zone euro et plus particulièrement en Allemagne, en Autriche, en Belgique, en Espagne, en Finlande, en Irlande, en Italie, aux Pays-Bas et au Portugal. L'hétérogénéité dans la transmission des effets des politiques non conventionnelles s'explique par l'environnement macro-financier, l'importance et la santé du secteur bancaire, et la structure financière des économies. Les mesures de politique monétaire non conventionnelle auraient profité aux économies les moins touchées par la crise en termes de croissance. Elles auraient aussi été efficaces là où le secteur bancaire était important (mesurée par le total du crédit aux entreprises sur PIB). À l'opposé, ces mesures ont été moins efficaces là où le niveau du risque était élevé (dette publique ou prime souveraine élevée, risque systémique et probabilité de défaut de l'économie plus importants, niveau élevé des prêts douteux) et le secteur bancaire confortablement capitalisé. La concurrence et la concentration financière, quant à elles, auraient eu un impact moins important sur les différences de réaction. L'influence

de ces facteurs implique que les politiques non conventionnelles ont eu un impact plus important en Allemagne et en Autriche qu'en Grèce, Italie, Espagne et au Portugal.

Dans le *chapitre 2*, nous avons examiné les effets des mesures de politique monétaire non conventionnelle sur la structure par terme du taux d'intérêt et la prime souveraine. Typiquement, nous analysons comment les investisseurs réagissent aux différentes mesures de politique monétaire non conventionnelle de la BCE dans les pays membres de la zone euro. Tout d'abord, nous montrons que la transmission des mesures de politique monétaire non conventionnelle s'effectue avec un retard et ses effets varient entre les pays (hétérogénéité individuelle) et dans le temps (hétérogénéité temporelle). Elles ont été plus efficaces en Allemagne et en France si l'on s'intéresse aux effets de courte période qui consistent à rétablir la confiance sur les marchés et à faire baisser les taux longs. Toutefois, si l'on s'intéresse aux effets de long-terme qui consistent à créer des anticipations d'inflation et de croissance, les politiques monétaires non conventionnelles sont plus efficaces aux Pays-Bas et en Autriche. Les effets de ces politiques dépendent fortement de la perception des agents économiques. De plus, les accords de swap, l'opération monétaire sur titres et les conditions de refinancement auprès de la BCE ont été les politiques qui ont le plus contribué à réduire la prime de risque dans la zone euro. En l'occurrence, l'achat des actifs et l'élargissement de la gamme d'actifs admis comme garanties ont contribué à réduire la prime de risque sur les titres souverains en évitant la pénurie de collatéraux éligibles. Ainsi, les mesures exceptionnelles prises par la BCE en faveur de la Grèce, l'Irlande et l'Espagne leur ont été bénéfiques.

La première partie de cette thèse montre que l'hétérogénéité dans la zone euro reste importante puisque la politique commune n'a pas des effets homogènes. Ensuite, les mesures de politique monétaire non conventionnelle sont des instruments utilisés par la BCE pour restaurer les canaux traditionnels de la politique de taux. En outre, ces mesures ont globalement permis de réduire le coût du crédit et les *spreads* souverains. Par ailleurs, l'instrument de politique monétaire revêt une importance capitale puisque les effets ne sont pas identiques suivant le segment de marché considéré. Dans l'ensemble, les apports de liquidité affectent plus directement le coût du crédit aux entreprises alors que les achats de titres agissent à la fois sur le coût du crédit aux entreprises et les primes souveraines. Ces résultats impliqueraient des effets macroéconomiques asymétriques des mesures de politique monétaire non conventionnelle dans la zone euro.

Dans la **seconde partie** de cette thèse, nous analysons les effets macroéconomiques et financiers des mesures de politique monétaire non conventionnelle. En assouplissant les conditions de financement des entreprises, les mesures de politique monétaire non conventionnelle devraient relancer l'activité d'intermédiation, augmenter la production et créer des anticipations d'inflation. Le **chapitre 3** a analysé, d'une part, les effets de ces mesures sur les conditions d'offre et de demande de crédit des entreprises et le volume de crédit des entreprises. D'autre part, il a examiné les effets de ces mesures sur les variables macroéconomiques notamment la production, l'inflation et le taux de change. Nous montrons que les politiques monétaires non conventionnelles se transmettent à l'économie par une hausse du cours des actifs, qui à son tour a baissé les taux longs et les *spreads* souverains. La baisse des taux souverains a réduit le coût du financement externe des banques, qu'elles ont répercuté sur les taux débiteurs. En conséquence, les conditions de crédit se sont assouplies dans les différents pays, ce qui a relancé l'activité d'intermédiation. Ces politiques ont, par ailleurs, amélioré la compétitivité des pays, stimulé la demande et crée des anticipations d'inflation. Néanmoins, leurs effets sur l'activité et les conditions d'offre et de demande de crédit sont lents dans certains pays. Comparativement à l'Allemagne, les taux souverains ont davantage baissé dans l'ensemble des pays à l'exception de l'Espagne. En outre, les achats d'actifs ont eu des effets plus importants, en tant que mesures d'abaissement des taux souverains comparativement aux apports de liquidité en Autriche, en Finlande, en Allemagne, au Pays-Bas et en Espagne. Ces achats ont également des effets plus importants sur le volume du crédit en Autriche, en Finlande, en Allemagne et aux Pays-Bas. Dans ces derniers pays, auxquels s'ajoutent la France, l'Italie et le Portugal, ils ont des effets inflationnistes plus importants. À l'opposé, les conditions de crédit s'améliorent significativement suite aux apports de liquidité. Plus spécifiquement, ces apports ont des effets plus importants sur la demande (resp. l'offre) de crédit en Autriche, en Belgique, en Allemagne et en Italie (resp. en Autriche, en Irlande et en Espagne). Au regard de leurs effets sur les taux débiteurs, ces mesures sont moins (resp. plus) bénéfiques à l'Italie et au Portugal (resp. à la Belgique) comparativement à l'Allemagne.

Au total, nous montrons que les réponses des pays de la zone euro aux mesures de politiques monétaires non conventionnelles sont hétérogènes. La réponse asymétrique de la BCE au cours de la crise a certes permis de faire reculer la fragmentation financière au sein de la zone, mais la situation reste insatisfaisante. Quels sont les facteurs pouvant

être à l'origine de cette hétérogénéité ? Dans le *chapitre 4*, nous avons tenté d'expliquer les différences observées dans les réponses de variables financières et macroéconomiques clés en se basant sur un modèle structurel à deux pays. Nous montrons que la capitalisation bancaire contribue à la transmission des effets des politiques monétaires non conventionnelles. Les effets de ces politiques sont plus importants dans le pays fortement capitalisé en comparaison au pays ayant un faible niveau de capitalisation. En outre, plus la taille du secteur bancaire, mesurée par le ratio du crédit sur PIB, est importante plus le pays profite des mesures non conventionnelles et de surcroît les effets de ces politiques sont très hétérogènes. Ce résultat confirme l'importance de la santé des banques dans la transmission des politiques non conventionnelles. L'endettement des entreprises, bien qu'important, joue un rôle secondaire. En effet, les politiques monétaires sont efficaces là où le levier des entreprises est plus élevé. Dans ce cas de figure, le niveau d'endettement est plus important, ce qui revient à l'importance du secteur bancaire. Globalement, les politiques non conventionnelles se transmettent à l'économie par une hausse du prix des actifs et une baisse des primes de risque. Cette baisse des primes s'explique par un effet de liquidité. La hausse des prix engendre un effet de richesse et une hausse de la demande de capital. En outre, il y a un effet de ré-allocation de portefeuille lorsque la banque centrale achète des titres de dette émis par les banques. La baisse plus prononcée de la prime de risque sur le crédit bancaire, quelle que soit la politique, pourrait s'expliquer par une confiance retrouvée entre les banques et les entreprises. Tous ces effets combinés conduisent à une hausse de la production avec une transmission plus lente en comparaison avec les autres variables financières. Enfin, les achats de titres de dette produisent les effets les plus importants dans les économies. L'apport de liquidité peut être considéré comme la seconde mesure en termes d'efficacité. Il conduit à une plus forte accumulation de réserves des banques. Dès lors, on enregistre une réponse plus faible du crédit, de la richesse des entreprises et de la demande de capital.

Quel bilan des politiques monétaires non conventionnelles ?

Les politiques monétaires non conventionnelles ont globalement contribué à la réduction du coût du financement des agents économiques. Toutefois, leurs effets sur l'activité et les conditions d'offre et de demande de crédit sont lents dans certains pays. L'environnement macro-financier, la santé du secteur bancaire et la structure financière des économies

expliquent cette hétérogénéité dans la transmission des effets de ces politiques. À cela s'ajoutent les contraintes politiques auxquelles a dû faire face la BCE.

Les mesures de politique monétaire non conventionnelle de la BCE sont des compléments à la politique de taux. Nous avons montré que les effets indirects de ces mesures sont plus probants que leurs effets directs. Elles ont été introduites en octobre 2008 alors même que la BCE disposait encore d'une marge pour la réduction du taux d'intérêt. L'objectif principal de ces mesures était d'assurer l'efficacité de la politique de taux (Cour-Thimann et Winkler, 2012) dans la mesure où les mécanismes de transmission traditionnels semblaient défectueux. Le signal de la politique monétaire s'est toujours effectué par les taux d'intérêt et non par le bilan. Néanmoins, au cours de la crise, la BCE a utilisé ses trois taux directeurs (refinancement, facilité de dépôt et facilité d'emprunt) pour annoncer sa politique monétaire. Le seul taux de refinancement ne traduisait plus entièrement la politique monétaire (ECB, 2010) et on a même observé que le taux sur les facilités de dépôt continue de baisser alors que le taux de refinancement est nul, depuis mars 2016.

Outre le complément à la politique de taux, les mesures de politique monétaire non conventionnelle visent, en premier lieu, à abaisser les primes de risque. Il ressort, de cette thèse, que l'expansion du bilan de la BCE a abaissé les primes de risque sur les titres souverains. Ces effets transitent par une hausse des prix des actifs et une baisse des rendements, en particulier la baisse des taux souverains à 10 ans. La politique d'achat des actifs a été plus efficace pour réduire les taux souverains.

En deuxième lieu, les mesures de politique monétaire non conventionnelle ont stimulé le crédit bancaire via une baisse des taux débiteurs et un assouplissement des conditions d'offre de crédit. Sur le marché du crédit, les apports de liquidité ont été les plus efficaces. Quand bien même la baisse des taux débiteurs est assez rapide, les banques n'assouplissent pas systématiquement les conditions d'offre de crédit. Il s'ensuit une lente réaction du volume du crédit distribué. Les entreprises sont néanmoins restées dépendantes du crédit bancaire.

L'accumulation de réserves des banques en sollicitant fortement la facilité de dépôt de la BCE peut expliquer cette lente transmission des mesures de politique monétaire non conventionnelle au crédit bancaire. Les réserves excédentaires des banques sont passées de 4,6 milliards d'Euros (en juillet 2012) à 403,2 milliards d'Euros (en août 2012) dans

la zone euro, et ceci malgré la baisse du taux de réserves obligatoires de la BCE. Les banques ont donc décidé de détenir plus de réserves en lieu et place de développer l'activité de crédit avec la liquidité disponible (Shleifer et Vishny, 2010). La zone euro ne constitue, néanmoins, pas une exception puisque des cas similaires d'accumulation de réserves sont observés aux Etats-Unis (Cukierman, 2013) et en Angleterre (Bowdler et Radia, 2012; Goodhart et Ashworth, 2012).

L'accroissement du risque de contrepartie et la détérioration du bilan des entreprises au cours de la crise conduit naturellement à une accumulation de réserves de la part des banques. Le niveau anormalement bas des rendements des obligations souveraines à maturité longue incite davantage les banques à détenir de la liquidité plutôt que d'investir dans ce type d'actifs. L'absence ou la faiblesse de la demande, ainsi que la volonté des banques de détenir de la liquidité pour faire face aux contraintes réglementaires ou par prudence (Diamond et Rajan, 2011) justifient également leurs comportements. Dans la zone euro, ce problème a été aggravé par les opérations de stérilisation visant à éviter que le surplus de liquidité amène à la formation de bulles spéculatives. La BCE a donc décidé de relancer l'activité d'intermédiation bancaire en initiant en juin 2014 des opérations ciblées de refinancement à plus long terme (*TLTRO*) de maturité allant jusqu'en 48 mois, en plus de l'application d'un taux négatif sur les réserves excédentaires des banques. La particularité de ce programme est qu'il est indexé à l'encours total des banques.

Globalement, les mesures de politique monétaire non conventionnelle ont été utiles aux économies de la zone euro. Néanmoins certains pays ont plus profité de ces mesures que d'autres. Leurs effets sont plus importants en Allemagne et en Autriche qu'en Espagne, Grèce, Italie, et au Portugal. Ceci conduit à dresser un bilan nuancé de ces politiques dans la zone euro puisqu'elles ont été moins efficaces là où les besoins étaient comparativement les plus importants malgré la réponse asymétrique de la BCE. Déjà en 2011, il y a eu une fuite des capitaux des pays à haut risque (Espagne, Grèce, Irlande, Portugal, Italie, Chypre) vers l'Allemagne, la Finlande et le Luxembourg conduisant à une crise de la balance des paiements dans la zone (Sinn et Wollmershäuser, 2012). La *fuite vers la qualité* a aggravé la crise et réduit les effets des différentes mesures.

Finalement, les mesures de politique monétaire non conventionnelle ont amélioré la compétitivité des pays, stimulé la demande et créé des anticipations d'inflation. L'amélioration de la compétitivité des économies, y compris celles ayant un degré d'ouverture élevé,

ne garantit pas systématiquement des effets plus importants des mesures non conventionnelles sur l'activité. L'efficacité du canal du taux de change dépend également de la conjoncture internationale et du degré de substitution entre les biens produits localement et importés. Les effets les plus importants des mesures non conventionnelles sur l'activité sont obtenus en Finlande. Dans les autres pays (Autriche, Belgique, France, Grèce, Italie et Espagne), ces effets sont plus faibles en comparaison à l'Allemagne. En ce qui concerne l'inflation, les pays ayant bénéficié des mesures de politique monétaire non conventionnelle sont l'Autriche, la Finlande, la France, l'Allemagne, les Pays-Bas, l'Italie, le Portugal et l'Espagne. Dans ces pays, à l'exception de l'Espagne, les politiques d'achat d'actifs ont une capacité plus grande à créer de l'inflation en comparaison avec les apports de liquidité.

Les anticipations des agents économiques jouent un rôle important dans la transmission des effets des mesures de politique monétaire non conventionnelle. Il suffit que l'expansion monétaire puisse modifier les anticipations des agents sur la conduite de la politique monétaire pour que celle-ci soit efficace (Eggertsson, 2008). Les effets plus importants des mesures de politique monétaire non conventionnelle en Allemagne et en France peuvent s'expliquer par la capacité de l'expansion monétaire à restaurer la confiance sur les marchés dans ces pays. À ce propos, des auteurs néo-keynésiens soulignent que la faiblesse de la communication au cours de la grande dépression (Eggertsson et Pugsley, 2006) et la lente réaction des autorités japonaises (Bernanke, 2000) ont aggravé ces différentes crises. La communication a, dès lors, joué un rôle central dans la stratégie de la FED pour faire face à la crise de 2007 (Ball, 2016). Ainsi, la lente réaction de la BCE pourrait avoir aggravé la crise dans la zone euro, ce qui fait que l'intensité des interventions seraient en deçà des besoins expliquant ainsi les effets nuancés des mesures non conventionnelles.

La BCE a fait face à des contraintes politiques qui ne permettaient pas une réaction aussi rapide, même si elle le désirait, en comparaison avec la FED, et ceci en plus de contraintes liées à son mandat (Jones, 2015). Nous pouvons citer, par exemple, la crise politique en Chypre faisant suite en mars 2013 à un refus de la BCE d'autoriser la banque centrale nationale à apporter un appui au secteur bancaire. Un autre exemple est la démission de deux économistes en 2011 suite à leur opposition au premier programme d'achat des obligations publiques et privées (SMP) initié par la BCE en mai 2010.

Par ailleurs, la zone euro est structurellement hétérogène et les mesures de politique

monétaire non conventionnelle n'ont pas pour vocation de résoudre ces problèmes structurels, qui influencent, par ailleurs, la transmission de la politique monétaire. Des politiques budgétaires et d'autres dispositions (macro et micro) prudentielles devraient être associées à ces mesures. Le chapitre 1 de cette thèse a montré que les effets des mesures de politique monétaire non conventionnelle ont pu être localement contrariés par un fort endettement public, un risque systémique élevé, une faible croissance, une forte probabilité de défaut et une proportion forte de prêts non performants. Des mesures complémentaires, au niveau national, tels qu'un soutien budgétaire (européen), la mise en place de structures de défaisance, un aménagement des dettes publiques et/ou des réformes structurelles, sont nécessaires pour les pays les plus durement touchés.

Perspectives des politiques monétaires non conventionnelles

Les mesures de politique monétaire non conventionnelle ont certes été utiles, mais elles peuvent présenter des risques pour les économies.

D'une part, les mesures de politique monétaire non conventionnelle ne sont pas des solutions aux problèmes d'endettement des pays et risquent même de l'aggraver parce qu'elles peuvent retarder la mise en œuvre de discipline budgétaire. Au cours de la crise de la dette souveraine, des requêtes explicites ont été adressées à la BCE pour soutenir les États en difficulté (Hannoun, 2012). D'autre part, une forte capitalisation bancaire accélère les effets des mesures non conventionnelles (cf. chapitre 4). Les mesures non conventionnelles ont permis d'apporter de la liquidité aux secteurs bancaires sans procéder à leur recapitalisation, sauf pour des cas particuliers (ex. Dexia, Irlande). Le problème qui subsiste est que la position ambiguë de la banque centrale ne permet pas aux investisseurs de savoir à quel moment elle pourrait éventuellement procéder à une recapitalisation des banques. Par exemple, la faillite de Lehman Brothers vient d'un refus du Trésor américain (par ricochet de la FED) de recapitaliser la banque d'investissement en difficulté au moment où un appui a été apporté à Bear Stearns (en mars 2008) et aux sociétés de crédit Fannie Mae et Freddie Mac (en septembre 2008). Jusqu'à la faillite de Lehman Brothers, les investisseurs espéraient sa reprise. Si les investisseurs et les Gouvernements anticipent un appui de la Banque Centrale et que cette dernière ne prend pas un engagement précis quant à la continuité ou l'arrêt de ses politiques, elle expose le système à une crise future.

Les mesures non conventionnelles ont engendré un excédent de liquidité au niveau mondial. Le taux de liquidité mondiale (mesuré par le ratio de la masse monétaire M1 sur PIB), base 100 en 1995, n'a cessé d'augmenter pour atteindre environ 180 en 2015¹. Paradoxalement, cet excédent de liquidité à l'échelle planétaire cohabite avec une grave illiquidité de marché et une illusion de la liquidité (Bordes, 2015). Les réactions excessives des marchés à certaines annonces (ex. *taper tantrum*) sont des prémices d'une liquidité de marché² relativement faible. A priori, cet apport excessif de liquidité peut encourager les banques à s'adonner à une plus grande prise de risque pouvant conduire à une instabilité du système financier (Shin, 2009). Mais, la défiance sur le marché interbancaire, surtout après la faillite de Lehman Brothers, couplée avec l'instabilité des marchés financiers ont fait que les banques les plus exposées au risque peinaient à se refinancer. Ainsi, le niveau d'exposition au risque des banques a agi négativement sur leur propension à octroyer des prêts (Gambacorta et Marques-Ibanez, 2011). Ensuite, le régulateur a augmenté le ratio de fonds propres des banques en septembre 2010 ; ce qui conduit les banques à plus de prudence.

Un autre risque des politiques non conventionnelles est une exposition du bilan des banques centrales à cause de la qualité des actifs achetés. La BCE s'est engagée dans un vaste programme d'achat d'actifs financiers, incluant les titres adossés à des actifs, et a décidé que des titres adossés à des créances douteuses soient admis en tant que garanties. Par ailleurs, si la quantité actuelle de réserves excédentaires détenue par les banques est celle qu'elles désirent, sa réduction conduira à une baisse du crédit bancaire.

À ce jour, la question de l'avenir des politiques non conventionnelles est posée, car la BCE ne communique pas sur une stratégie précise de sortie. Si après la reprise économique, il devient difficile pour la BCE de réduire la taille de son bilan et que la dette publique augmente, cela peut présenter un risque inflationniste important (Taylor, 2012) même si ce risque n'est pas pour l'heure perceptible. De plus, la sortie des politiques à taux zéro implique une hausse des taux d'intérêt. La première crainte est un durcissement des conditions de financement des entreprises surtout dans un environnement à taux de croissance et d'inflation faibles.

1. Ce ratio est calculé sur les économies suivantes : États-Unis, zone euro, Japon, Royaume-Uni, Canada, Brésil, Russie, Inde, Chine et Afrique du Sud.

2. La liquidité de marché est la facilité avec laquelle un actif ou un instrument financier peut être échangé dans de brefs délais sans perte de valeur notable.

La seconde crainte provient des pays émergents qui ont enregistré des entrées massives de capitaux en provenance des investisseurs des pays développés, essentiellement due aux facteurs propres aux pays d'origines (Cerutti et al., 2015). Ces flux de capitaux rendent les monnaies de ces pays volatile en raison des opérations de portage (*carry trades*). L'on s'attend à un retour des ressources placées sur les marchés émergents en cas de relèvement des taux de la FED et de la BCE. Ce rapatriement des capitaux des pays émergents peut entraîner une baisse des ressources disponibles pour le financement de l'économie, une récession et une hausse du chômage. Ces pays sont-ils aussi petits pour ne pas créer de déséquilibres globaux ?

Plus globalement, les politiques monétaires non conventionnelles ont ravivé la question de la coordination internationale de la politique monétaire (Cœuré, 2016b). Au cours de la crise, il y a eu une coordination *ad hoc* des interventions des grandes banques centrales. Par exemple, elles ont conjointement décidé le 08 octobre 2008 d'abaisser leurs taux directeurs pour faire face à la crise financière. Toutefois, la globalisation actuelle renforce la transmission internationale des politiques monétaires non conventionnelles (voir par exemple Coenen et al., 2009 ; Dedola et al., 2013 ; Rey, 2015). Bien que, des travaux concluent que les politiques monétaires nationales peuvent conduire à un optimum global (Obstfeld et Rogoff, 2000), certaines études récentes montrent plutôt que ces politiques génèrent des pertes plus importantes (Blanchard et al., 2013).

Voies de recherche

Cette thèse apporte des contributions à l'analyse de l'efficacité des mesures de politiques monétaires non conventionnelle dans un environnement hétérogène. Nous avons examiné quelques aspects de la transmission de ces politiques, mais d'autres axes peuvent être explorés.

Dans cette thèse, nous avons mis un accent sur les pays de la zone euro pour capter l'hétérogénéité dans la transmission de la politique monétaire commune. Bien que cette analyse implique de riches enseignements, les interventions de la BCE ont eu des effets au-delà des pays membres de l'Union. Une première voie d'approfondissement pourrait être une analyse des *spillovers* globaux des mesures de politique monétaire non conventionnelle de la BCE (voir par exemple Bhattarai et al., 2015 ; Bluwstein et Canova, 2016 ; Chen et al., 2016 ; Falagiarda et al., 2015 ; Fratzscher et al., 2016).

Une deuxième extension peut porter sur le rôle des politiques macroprudentielles dans la transmission des effets des politiques monétaires non conventionnelles. Une littérature récente montre que les politiques macroprudentielles ont eu des effets négatifs sur l'activité de crédit avec des effets dépendants de la catégorie de la banque (étrangère ou nationale) et suivant que les politiques sont mises en œuvre dans le pays d'origine ou d'exercice de la banque (voir par exemple Berrospide et al., 2016 ; Bussière et al., 2016 ; Cerutti et al., 2017 ; Ongena et al., 2013). Or l'un des objectifs des mesures de politique monétaire non conventionnelle est de relancer le crédit. La question est de savoir si les politiques prudentielles ont contrarié les effets des mesures non conventionnelles, même si elles contribuent à limiter la prise de risque. Cette question peut être analysée d'un point de vue théorique et empirique.

De plus, dans le chapitre 4, nous avons analysé la transmission des interventions de la banque centrale en supposant que les autorités nationales ne mènent pas de politiques budgétaires actives. Une extension possible du modèle est d'autoriser une politique budgétaire active dans chacun des pays. Cette extension pourra tenir compte d'une présence ou d'une absence de coordination de politiques budgétaires afin d'analyser les gains au niveau de la zone euro (voir par exemple Semenescu-Badarau, 2009) lorsque la BCE conduit ses mesures non conventionnelles. Une autre extension du modèle peut être une prise en compte du *cross-border banking* (voir par exemple Darracq-Paries et al., 2016 ; Poutineau et Vermandel, 2015) et de frictions sur les marchés du travail (voir par exemple Blanchard et Galí, 2010 ; Poilly et Sahuc, 2013). La prise en compte des rigidités sur le marché du travail peut permettre d'évaluer les implications d'une flexibilité sur les marchés du travail pour la conduite de la politique monétaire. Le modèle pourra être estimé et permettre de conduire, par suite, des analyses contrefactuelles (voir par exemple Cahn et al., [Forthcoming](#) ; Kühl, 2016).

Enfin, les approches méthodologiques utilisées dans cette thèse peuvent être appliquées à d'autres unions monétaires (ex. zone CFA et zone monétaire des Caraïbes orientales)³ sur bien d'autres thématiques.

3. La zone CFA (Communauté financière africaine) comprend les pays suivants : Bénin, Burkina Faso, Cameroun, Comores, République du Congo, Côte d'Ivoire, Gabon, Guinée-Bissau, Guinée équatoriale, Mali, Niger, République centrafricaine, Sénégal, Tchad, Togo. La zone monétaire des Caraïbes orientales comprend les pays suivants : Antigua-et-Barbuda, Dominique, Grenade, Sainte-Lucie, Saint-Kitts-et-Nevis, Saint-Vincent-et-les-Grenadines.

Bibliographie

- Abbassi, P. et T. Linzert (2012). « The effectiveness of monetary policy in steering money market rates during the financial crisis ». *Journal of Macroeconomics* 34.4, p. 945–954.
- Agarwal, R. et M. Kimball (2015). *Breaking through the zero lower bound*. IMF Working Paper WP/15/224. International Monetary Fund.
- Aït-Sahalia, Y., J. Andritzky, A. Jobst, S. Nowak et N. Tamirisa (2012). « Market response to policy initiatives during the global financial crisis ». *Journal of International Economics* 87.1, p. 162–177.
- Alessi, L., M. Barigozzi et M. Capasso (2010). « Improved penalization for determining the number of factors in approximate factor models ». *Statistics & Probability Letters* 80.23, p. 1806–1813.
- Altavilla, C., G. Carboni et R. Motto (2015). *Asset purchase programmes and financial markets : lessons from the euro area*. ECB Working Paper. European Central Bank.
- Altavilla, C., D. Giannone et M. Lenza (2016). « The Financial and Macroeconomic Effects of the OMT Announcements ». *International Journal of Central Banking* 12.3, p. 29–57.
- Altunbas, Y., L. Gambacorta et D. Marques-Ibanez (2009). « Securitisation and the bank lending channel ». *European Economic Review* 53.8, p. 996–1009.
- (2010). « Bank risk and monetary policy ». *Journal of Financial Stability* 6.3, p. 121–129.
- (2014). « Does monetary policy affect bank risk-taking ? » *International Journal of Central Banking* 10.1, p. 95–135.
- Andrés, J., J. D. Lopez-Salido et E. Nelson (2004). « Tobin’s Imperfect Asset Substitution in Optimizing General Equilibrium ». *Journal of Money, Credit, and Banking* 36.4, p. 665–690.

- Andrés, J., O. Arce et C. Thomas (2013). « Banking Competition, Collateral Constraints, and Optimal Monetary Policy ». *Journal of Money, Credit and Banking* 45 (s2), p. 87–125.
- Angelini, P., A. Nobili et C. Picillo (2011). « The Interbank Market after August 2007 : What Has Changed, and Why ? » *Journal of Money, Credit and Banking* 43.5, p. 923–958.
- Angeloni, I., A. K. Kashyap et B. Mojon, éd. (2003). *Monetary Policy Transmission in the Euro Area : A Study by the Eurosystem Monetary Transmission Network*. Cambridge University Press.
- Antonin, C., C. Blot, J. Creel, P. Hubert, F. Labondance et V. Touzé (2014). « Comment lutter contre la fragmentation du système bancaire de la zone euro ? » *Revue de l'OFCE* 5, p. 171–219.
- Artus, P. et I. Gravet (2012). *La crise de l'euro : Comprendre les causes - En sortir par de nouvelles institutions*. Armand Colin.
- Baba, N., S. Nishioka, N. Oda, M. Shirakawa, K. Ueda et H. Ugai (2005). « Japan's Deflation, Problems in the Financial System, and Monetary Policy ». *Monetary and Economic Studies* 23.1, p. 47–111.
- Bai, J. et S. Ng (2002). « Determining the Number of Factors in Approximate Factor Models ». *Econometrica* 70.1, p. 191–221.
- (2007). « Determining the Number of Primitive Shocks in Factor Models ». *Journal of Business & Economic Statistics* 25.1, p. 52–60.
- Ball, L. (2016). « Ben Bernanke and the zero bound ». *Contemporary Economic Policy* 34.1, p. 7–20.
- Barigozzi, M., A. Conti et M. Luciani (2014). « Do Euro Area Countries Respond Asymmetrically to the Common Monetary Policy ? » *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 76.5, p. 693–714.
- Bauer, M. D. et G. D. Rudebusch (2011). « Signals from unconventional monetary policy ». *FRBSF Economic Letter*.
- Baumeister, C. et L. Benati (2013). « Unconventional Monetary Policy and the Great Recession : Estimating the Macroeconomic Effects of a Spread Compression at the Zero Lower Bound ». *International Journal of Central Banking* 9.2, p. 165–212.
- Beaupain, R. et A. Durré (2016). « Excess liquidity and the money market in the euro area ». *Journal of Macroeconomics*. What Monetary Policy Can and Cannot Do 47, Part A, p. 33–44.

- Beber, A., M. W. Brandt et K. A. Kavajecz (2009). « Flight-to-Quality or Flight-to-Liquidity ? Evidence from the Euro-Area Bond Market ». *Review of Financial Studies* 22.3, p. 925–957.
- Beirne, J., L. Dalitz, J. Ejsing, M. Grothe, S. Manganelli, F. Monar, B. Sahel, M. Susec, J. Tapking et T. Vong (2011). *The Impact of the Eurosystem's Covered Bond Purchase Programme on the Primary and Secondary Markets*. ECB Occasional Paper Series 122. Francfort-sur-le-Main : European Central Bank.
- Berger, A. N. (1995). « The Profit-Structure Relationship in Banking—Tests of Market-Power and Efficient-Structure Hypotheses ». *Journal of Money, Credit and Banking* 27.2, p. 404.
- Bernanke, B. S. (2000). « Japan's Slump : A Case of Self-Induced Paralysis ? » *Japan's Financial Crisis and Its Parallels to U.S. Experience*. Institute for International Economics. Special report 13. Washington, DC : Peterson Institute, p. 149–166.
- Bernanke, B. S. et M. Gertler (1989). « Agency costs, net worth, and business fluctuations ». *American Economic Review*, p. 14–31.
- Bernanke, B. S., M. Gertler et S. Gilchrist (1999). « Chapter 21 The financial accelerator in a quantitative business cycle framework ». *Handbook of Macroeconomics*. Sous la dir. de J. B. Taylor et M. Woodford. T. Volume 1, Part C. Elsevier, p. 1341–1393.
- Bernanke, B. S., V. R. Reinhart et B. P. Sack (2004). « Monetary Policy Alternatives at the Zero Bound : An Empirical Assessment ». *Brookings Papers on Economic Activity* 2004.2, p. 1–100.
- Bernanke, B. S., J. Boivin et P. Elias (2005). « Measuring the Effects of Monetary Policy : A Factor-Augmented Vector Autoregressive (FAVAR) Approach ». *Quarterly Journal of Economics* v120 (1), p. 387–422.
- Berrospide, J., R. Correa, L. Goldberg et F. Niepmann (2016). *International banking and cross-border effects of regulation : lessons from the United States*. NBER Working Paper No. 22645. National Bureau of Economic Research.
- Bhattarai, S., A. Chatterjee et W. Y. Park (2015). *Effects of US quantitative easing on emerging market economies*. CAMA Working Paper No. 47/2015. Crawford School.
- Bianchi, F., H. Mumtaz et P. Surico (2009). « The great moderation of the term structure of UK interest rates ». *Journal of Monetary Economics* 56.6, p. 856–871.
- BIS (2005). *Zero-coupon yield curves : technical documentation*. BIS Paper. Bank for International Settlements.

- Black, L. et L. Hazelwood (2012). *The effect of TARP on bank risk-taking*. International Finance Discussion Paper 1043. Board of Governors of the Federal Reserve System (U.S.)
- Blanchard, O. et J. Galí (2010). « Labor markets and monetary policy : a new Keynesian model with unemployment ». *American economic journal : macroeconomics* 2.2, p. 1–30.
- Blanchard, O., J. D. Ostry et A. R. Ghosh (2013). *International policy coordination : the Loch Ness monster*.
- Bloem, A. M., R. J. Dippelsman et N. O. Maehle (2001). *Quarterly National Accounts Manual : Concepts, Data Sources, and Compilation*. Washington DC : Intl Monetary Fund.
- Blot, C. et F. Labondance (2013). « Business lending rate pass-through in the Eurozone : monetary policy transmission before and after the financial crash ». *Economics Bulletin* 33.2, p. 973–985.
- Bluwstein, K. et F. Canova (2016). « Beggar-thy-neighbor ? the international effects of ecb unconventional monetary policy measures ». *International Journal of Central Banking* 12.3, p. 69–120.
- Boivin, J., M. P. Giannoni et B. Mojon (2008). « 2. How Has the Euro Changed the Monetary Transmission Mechanism ? » *NBER Macroeconomics Annual 2008, Volume 23*. University of Chicago Press Books, p. 77–125.
- Bordes, C. (2015). « Les spillovers globaux de la liquidité ». *Revue d'économie financière* 3, p. 183–214.
- Borio, C. et P. Disyatat (2010). « Unconventional Monetary Policies : An Appraisal ». *The Manchester School* 78, p. 53–89.
- Borio, C. E. et A. Zabai (2016). *Unconventional monetary policies : a re-appraisal*. BIS Working Papers No. 570.
- Bowdler, C. et A. Radia (2012). « Unconventional monetary policy : the assessment ». *Oxford Review of Economic Policy* 28.4, p. 603–621.
- Bowman, D., F. Cai, S. Davies et S. Kamin (2011). *Quantitative Easing and Bank Lending : Evidence from Japan*. FRB : International Finance Discussion Papers 2011-1018.
- Brennan, M. J., J. Hein et S.-H. Poon (2009). « Tranching and rating ». *European Financial Management* 15.5, p. 891–922.

- Bricongne, J.-C., J.-M. Fournier, V. Lapègue et O. Monso (2010). « De la crise financière à la crise économique. L'impact des perturbations financières de 2007 et 2008 sur la croissance de sept pays industrialisés ». *Économie et statistique* 438.1, p. 47–77.
- Bridges, J. et R. Thomas (2012). *The Impact of QE on the UK Economy - Some Supportive Monetarist Arithmetic*. Working Paper 443. England : Bank of England.
- Brunnermeier, M. (2014). « A Macroeconomic Model with a Financial Sector ». *American Economic Review* 104.2, p. 379–421.
- Bussière, M., J. Schmidt et F. Vinas (2016). *International Banking and Cross-Border Effects of Regulation : Lessons from France*. Working Paper No 599. Banque de France.
- Byrne, J., S. Cao et D. Korobilis (2016). *Term Structure Dynamics, Macro-Finance Factors and Model Uncertainty*. Working Paper No13 : 11-2016. Essex Finance Centre.
- Caballero, R. et E. Farhi (2013). *A Model of the Safe Asset mechanism (SAM) : Safety Trap and Economic Policy*. NBER Working Paper 18737. National Bureau of Economic Research.
- Cahn, C., J. Matheron et J.-G. Sahuc (Forthcoming). « Assessing the Macroeconomic Effects of LTROS during the Great Recession ». *Journal of Money, Credit and Banking*.
- Carpenter, S. et S. Demiralp (2012). « Money, reserves, and the transmission of monetary policy : Does the money multiplier exist ? » *Journal of Macroeconomics* 34.1, p. 59–75.
- Carpenter, S., S. Demiralp et J. Eisenschmidt (2014). « The effectiveness of non-standard monetary policy in addressing liquidity risk during the financial crisis : The experiences of the Federal Reserve and the European Central Bank ». *Journal of Economic Dynamics and Control* 43.C, p. 107–129.
- Casiraghi, M., E. Gaiotti, L. Rodano et A. Secchi (2016). « ECB Unconventional Monetary Policy and the Italian Economy during the Sovereign Debt Crisis ». *International Journal of Central Banking* 12.2, p. 269–315.
- Cerutti, E., S. Claessens et M. D. Puy (2015). *Push factors and capital flows to emerging markets : Why knowing your lender matters more than fundamentals*. Working Paper WP/15/127 15-127. International Monetary Fund.
- Cerutti, E., S. Claessens et L. Laeven (2017). « The use and effectiveness of macroprudential policies : new evidence ». *Journal of Financial Stability* 28, p. 203–224.

- Challe, E. et X. Ragot (2010). « Aggregate Consumption in Times of Crisis : The Role of Financial Frictions ». *CESifo Economic Studies* 56.4, p. 627–648.
- Chen, Q., A. Filardo, D. He et F. Zhu (2016). « Financial crisis, US unconventional monetary policy and international spillovers ». *Journal of International Money and Finance* 67, p. 62–81.
- Cheun, S., I. von Köppen-Mertes et B. Weller (2009). *The collateral frameworks of the Eurosystem, the Federal Reserve System and the Bank of England and the financial market turmoil*. Occasional Paper Series 107. European Central Bank.
- Christensen, J. H. E. et S. Krogstrup (2015a). *New thinking on the transmission of QE to long-term yields*. VoxEU.org. URL : <http://www.voxeu.org/article/qes-impact-long-term-yields-new-thinking> (visité le 17/02/2016).
- (2015b). *Transmission of Quantitative Easing : The Role of Central Bank Reserves*. Working Paper 2015-06. Swiss National Bank.
- Christensen, J. H. E. et G. D. Rudebusch (2012). « The Response of Interest Rates to US and UK Quantitative Easing ». *Economic Journal* 122.564, F385–F414.
- Christiano, L. J. et M. Eichenbaum (1991). *Identification and the Liquidity Effect of a Monetary Policy Shock*. Working Paper 3920. National Bureau of Economic Research.
- (1992). « Liquidity Effects and the Monetary Transmission Mechanism ». *American Economic Review* 82.2, p. 346–53.
- Ciccarelli, M., A. Maddaloni et J.-L. Peydró (2013). « Heterogeneous transmission mechanism : monetary policy and financial fragility in the eurozone ». *Economic Policy* 28.75, p. 459–512.
- Clouse, J., D. Henderson, A. Orphanides, D. H. Small et P. Tinsley (2003). « Monetary Policy When the Nominal Short-Term Interest Rate is Zero ». *Topics in Macroeconomics* 3.1.
- Cochrane, J. H. et M. Piazzesi (2005). « Bond Risk Premia ». *American Economic Review* 95.1, p. 138–160.
- Coenen, G., G. Lombardo, F. Smets et R. Straub (2009). « International Transmission and Monetary Policy Cooperation ». *International Dimensions of Monetary Policy*. Sous la dir. de J. Gali et M. J. Gertler. University of Chicago Press, p. 157–192.
- Cœuré, B. (2016a). « Assessing the implications of negative interest rates ». *speech at the Yale Financial Crisis Forum, Yale School of Management, New Haven*. T. 28.
- (2016b). « The internationalisation of monetary policy ». *Journal of International Money and Finance* 67, p. 8–12.

- Conti, A. M., S. Neri et A. Nobili (2015). *Why is inflation so low in the euro area ?* Temi di discussione (Economic working papers) 1019. Bank of Italy, Economic Research et International Relations Area.
- Corvoisier, S. et R. Gropp (2002). « Bank concentration and retail interest rates ». *Journal of Banking & Finance* 26.11, p. 2155–2189.
- Cour-Thimann, P. et B. Winkler (2012). « The ECB's non-standard monetary policy measures : the role of institutional factors and financial structure ». *Oxford Review of Economic Policy* 28.4, p. 765–803.
- Creel, J., P. Hubert et M. Vennot (2016). « The effect of ECB monetary policies on interest rates and volumes ». *Applied Economics*.
- Cukierman, A. (2013). « Monetary policy and institutions before, during, and after the global financial crisis ». *Journal of Financial Stability* 9.3, p. 373–384.
- Cúrdia, V. et M. Woodford (2010). « Credit Spreads and Monetary Policy ». *Journal of Money, Credit and Banking* 42, p. 3–35.
- (2011). « The central-bank balance sheet as an instrument of monetary policy ». *Journal of Monetary Economics* 58.1, p. 54–79.
- D'Amico, S. et T. B. King (2013). « Flow and stock effects of large-scale treasury purchases : Evidence on the importance of local supply ». *Journal of Financial Economics* 108.2, p. 425–448.
- Darracq-Paries, M. et R. A. De Santis (2015). « A non-standard monetary policy shock : The ECB's 3-year LTROs and the shift in credit supply ». *Journal of International Money and Finance* 54, p. 1–34.
- Darracq-Paries, M., P. Jacquinot et N. Papadopoulou (2016). *Parsing financial fragmentation in the euro area : a multi-country DSGE perspective*. European Central Bank Working Paper No. 1891. European Central Bank.
- De Bondt, G. (2002). *Retail bank interest rate pass-through : new evidence at the euro area level*. European Central Bank Working Paper No.136. European Central Bank.
- De Grauwe, P. et M.-A. SÉNÉGAS (2004). « Asymmetries in Monetary Policy Transmission : Some Implications for EMU and its Enlargement ». *Journal of Common Market Studies* 42.4, p. 757–773.
- De Pooter, M., R. F. Martin et S. Pruitt (2015). *The Effects of Official Bond Market Intervention*. International Finance Discussion Papers 1138.
- Dedola, L., P. Karadi et G. Lombardo (2013). « Global implications of national unconventional policies ». *Journal of Monetary Economics* 60.1, p. 66–85.

- Diamond, D. W. et R. G. Rajan (2011). « Fear of Fire Sales, Illiquidity Seeking, and Credit Freezes ». *The Quarterly Journal of Economics* 126.2, p. 557–591.
- Diebold, F. X. et C. Li (2006). « Forecasting the term structure of government bond yields ». *Journal of Econometrics* 130.2, p. 337–364.
- Diebold, F. X., G. D. Rudebusch et S. Boragan Aruoba (2006). « The macroeconomy and the yield curve : a dynamic latent factor approach ». *Journal of Econometrics* 131.1-2, p. 309–338.
- Doh, T. (2010). « The efficacy of large-scale asset purchases at the zero lower bound ». *Economic Review* Q II, p. 5–34.
- Duffee, G. R. (2002). « Term Premia and Interest Rate Forecasts in Affine Models ». *Journal of Finance* 57.1, p. 405–443.
- ECB (2010). *The ECB's response to the financial crisis*. Monthly Bulletin, October. European Central Bank, p. 59–74.
- Eggertsson, G. B. (2003). *How to Fight Deflation in a Liquidity Trap : Committing to Being Irresponsible*. IMF Working Paper 03/64. International Monetary Fund.
- (2006). « The Deflation Bias and Committing to Being Irresponsible ». *Journal of Money, Credit and Banking* 38.2, p. 283–321.
- (2008). « Liquidity trap ». *The New Palgrave Dictionary of Economics*. 2^e éd. Nature Publishing Group, p. 154–160.
- Eggertsson, G. B. et B. Pugsley (2006). « The Mistake of 1937 : A General Equilibrium Analysis ». *Monetary and Economic Studies* 24.S1, p. 151–190.
- Eggertsson, G. B. et M. Woodford (2003). « Zero Bound on Interest Rates and Optimal Monetary Policy ». *Brookings Papers on Economic Activity* 2003.1, p. 139–233.
- Ehrmann, M., L. Gambacorta, J. Martinez-Pagès, P. Sevestre et A. Worms (2003). « The Effects of Monetary Policy in the Euro Area ». *Oxford Review of Economic Policy* 19.1, p. 58–72.
- Eichengreen, B., A. Rose et C. Wyplosz (1996). « Contagious Currency Crises : First Tests ». *Scandinavian Journal of Economics* 98.4, p. 463–84.
- Ellison, M. et A. Tischbirek (2014). « Unconventional government debt purchases as a supplement to conventional monetary policy ». *Journal of Economic Dynamics and Control*. The Role of Financial Intermediaries in Monetary Policy Transmission 43, p. 199–217.

- Eser, F. et B. Schwaab (2016). « Evaluating the impact of unconventional monetary policy measures : Empirical evidence from the ECB's Securities Markets Programme ». *Journal of Financial Economics* 119.1, p. 147–167.
- Fahr, S., R. Motto, M. Rostagno, F. Smets et O. Tristani (2011). « Lessons for monetary policy strategies from the recent past ». *Approaches to monetary policy revisited - lessons from the crisis, 6th ECB Central Banking Conference, 18-19 November 2010*. Sous la dir. de M. Jarocinski, F. Smets et C. Thimann. European Central Bank, p. 26–66.
- Falagiarda, M., P. McQuade et M. Tirpák (2015). *Spillovers from the ECB's non-standard monetary policies on non-euro area EU countries : evidence from an event-study analysis*. ECB Working Paper 1869. European Central Bank.
- Forni, M., D. Giannone, M. Lippi et L. Reichlin (2009). « Opening The Black Box : Structural Factor Models With Large Cross Sections ». *Econometric Theory* 25.5, p. 1319–1347.
- Fourrel, V. et J. Idier (2011). *Risk aversion and Uncertainty in European Sovereign Bond Markets*. Working paper 349. Banque de France.
- Fratzscher, M., M. L. Duca et R. Straub (2016). « ECB Unconventional Monetary Policy : Market Impact and International Spillovers ». *IMF Economic Review* 64.1, p. 36–74.
- Friedman, B. M. (2013). *The Simple Analytics of Monetary Policy : A Post-Crisis Approach*. Working Paper 18960. National Bureau of Economic Research.
- Gagnon, J., M. Raskin, J. Remache et B. Sack (2011). « The Financial Market Effects of the Federal Reserve's Large-Scale Asset Purchases ». *International Journal of Central Banking* 7.1, p. 3–43.
- Gambacorta, L. et D. Marques-Ibanez (2011). « The bank lending channel : lessons from the crisis ». *Economic Policy* 26.66, p. 135–182.
- Gambacorta, L. et P. E. Mistrulli (2004). « Does bank capital affect lending behavior ? » *Journal of Financial Intermediation* 13.4, p. 436–457.
- Gambacorta, L. et F. M. Signoretti (2014). « Should monetary policy lean against the wind ? : An analysis based on a DSGE model with banking ». *Journal of Economic Dynamics and Control*. The Role of Financial Intermediaries in Monetary Policy Transmission 43, p. 146–174.

- Gambacorta, L., B. Hofmann et G. Peersman (2014). « The Effectiveness of Unconventional Monetary Policy at the Zero Lower Bound : A Cross-Country Analysis ». *Journal of Money, Credit and Banking* 46.4, p. 615–642.
- Georgiadis, G. (2014). « Towards an explanation of cross-country asymmetries in monetary transmission ». *Journal of Macroeconomics* 39, Part A, p. 66–84.
- Gerali, A., S. Neri, L. Sessa et F. M. Signoretti (2010). « Credit and Banking in a DSGE Model of the Euro Area ». *Journal of Money, Credit and Banking* 42, p. 107–141.
- Gertler, M. et P. Karadi (2011). « A model of unconventional monetary policy ». *Journal of Monetary Economics* 58.1, p. 17–34.
- (2013). « QE 1 vs. 2 vs. 3. . . : A Framework for Analyzing Large-Scale Asset Purchases as a Monetary Policy Tool ». *International Journal of Central Banking* 9.1, p. 5–53.
- Gertler, M. et N. Kiyotaki (2010). « Chapter 11 - Financial Intermediation and Credit Policy in Business Cycle Analysis ». *Handbook of Monetary Economics*. Sous la dir. de Benjamin M. Friedman and Michael Woodford. T. Volume 3. Elsevier, p. 547–599.
- Gertler, M., N. Kiyotaki et A. Queralto (2012). « Financial crises, bank risk exposure and government financial policy ». *Journal of Monetary Economics* 59, Supplement, S17–S34.
- Ghysels, E., J. Idier, S. Manganelli et O. Vergote (2014). *A high frequency assessment of the ECB securities markets programme*. Working Paper Series 1642. European Central Bank.
- Giannone, D., L. Reichlin et L. Sala (2005). « Monetary policy in real time ». *NBER Macroeconomics Annual 2004, Volume 19*. MIT Press, p. 161–224.
- Giannone, D., M. Lenza, H. Pill et L. Reichlin (2012). « The ECB and the Interbank Market ». *Economic Journal* 122.564, F467–F486.
- Gibson, H. D., S. G. Hall et G. S. Tavlas (2016). « The effectiveness of the ECB’s asset purchase programs of 2009 to 2012 ». *Journal of Macroeconomics*. What Monetary Policy Can and Cannot Do 47, Part A, p. 45–57.
- Girardin, E. et Z. Moussa (2011). « Quantitative easing works : Lessons from the unique experience in Japan 2001-2006 ». *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money* 21.4, p. 461–495.
- Goodfriend, M. (2000). « Overcoming the Zero Bound on Interest Rate Policy ». *Journal of Money, Credit and Banking* 32.4, p. 1007–1035.

- Goodhart, C. A. E. et J. P. Ashworth (2012). « QE : a successful start may be running into diminishing returns ». *Oxford Review of Economic Policy* 28.4, p. 640–670.
- Gourio, F. (2012). « Disaster Risk and Business Cycles ». *American Economic Review* 102.6, p. 2734–66.
- Gürkaynak, R. S. et J. H. Wright (2012). « Macroeconomics and the Term Structure ». *Journal of Economic Literature* 50.2, p. 331–67.
- Gürkaynak, R. S., B. Sack et J. H. Wright (2007). « The U.S. Treasury yield curve : 1961 to the present ». *Journal of Monetary Economics* 54.8, p. 2291–2304.
- Hallin, M. et R. Liška (2007). « Determining the number of factors in the general dynamic factor model ». *Journal of the American Statistical Association* 102.478, p. 603–617.
- Hamilton, J. D. et J. C. Wu (2012). « The Effectiveness of Alternative Monetary Policy Tools in a Zero Lower Bound Environment ». *Journal of Money, Credit and Banking* 44, p. 3–46.
- Hanisich, M. (2017). « The effectiveness of conventional and unconventional monetary policy : Evidence from a structural dynamic factor model for Japan ». *Journal of International Money and Finance* 70, p. 110–134.
- Hannoun, H. (2012). *Monetary policy in the crisis : testing the limits of monetary policy*. Speech. Seoul, Korea, 13-14 Februar.
- Hesse, H. et N. Frank (2009). *The Effectiveness of Central Bank Interventions During the First Phase of the Subprime Crisis*. IMF Working Paper 09/206. International Monetary Fund.
- Hilberg, B. et J. Hollmayr (2013). *Asset prices, collateral, and unconventional monetary policy in a DSGE model*. Rap. tech. 36/2013. Discussion Paper, Deutsche Bundesbank.
- Holmstrom, B. et J. Tirole (1997). « Financial Intermediation, Loanable Funds, and The Real Sector ». *Quarterly Journal of Economics* 112.3, p. 663–691.
- Hosono, K. (2006). « The transmission mechanism of monetary policy in Japan : Evidence from banks' balance sheets ». *Journal of the Japanese and International Economies* 20.3, p. 380–405.
- Iacoviello, M. (2005). « House Prices, Borrowing Constraints, and Monetary Policy in the Business Cycle ». *American Economic Review* 95.3, p. 739–764.
- Jeanne, O. et L. E. O. Svensson (2007). « Credible Commitment to Optimal Escape from a Liquidity Trap : The Role of the Balance Sheet of an Independent Central Bank ». *American Economic Review* 97.1, p. 474–490.

- Jobst, A. et H. Lin (2016). *Negative Interest Rate Policy (NIRP) : Implications for Monetary Transmission and Bank Profitability in the Euro Area*. International Monetary Fund.
- Jondeau, E. et J.-G. Sahuc (2007). *Tests d'hétérogénéité au sein de la zone euro*. Working Paper 181. Banque de France.
- Jones, E. (2015). « Europe's Tragic Political Economy ». *Current History* 114.770, p. 83–88.
- Joyce, M. A. S., A. Lasasosa, I. Stevens et M. Tong (2011). « The Financial Market Impact of Quantitative Easing in the United Kingdom ». *International Journal of Central Banking* 7.3, p. 113–161.
- Joyce, M. A. S., N. McLaren et C. Young (2012). « Quantitative easing in the United Kingdom : evidence from financial markets on QE1 and QE2 ». *Oxford Review of Economic Policy* 28.4, p. 671–701.
- Kagraoka, Y. et Z. Moussa (2013). « Quantitative easing, credibility and the time-varying dynamics of the term structure of interest rate in Japan ». *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money* 25, p. 181–201.
- Kashyap, A. K. et J. C. Stein (2000). « What Do a Million Observations on Banks Say about the Transmission of Monetary Policy ? » *American Economic Review* 90.3, p. 407–428.
- Kim, B. et N. Ghazali (1998). « The Liquidity Effect of Money Shocks on Short-Term Interest Rates : Some International Evidence ». *International Economic Journal* 12.4, p. 49–63.
- Korobilis, D. (2013). « Assessing the Transmission of Monetary Policy Using Time-varying Parameter Dynamic Factor Models ». *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 75.2, p. 157–179.
- Krishnamurthy, A. et A. Vissing-Jorgensen (2011). « The Effects of Quantitative Easing on Interest Rates : Channels and Implications for Policy ». *Brookings Papers on Economic Activity* 2011, p. 215–287.
- Krugman, P. R. (1998). « It's Baaack : Japan's Slump and the Return of the Liquidity Trap ». *Brookings Papers on Economic Activity* 29.2, p. 137–206.
- Kühl, M. (2016). *The effects of government bond purchases on leverage constraints of banks and non-financial firms*. Discussion Paper. Deutsche Bundesbank.
- Kuttner, K. N. (2004). « Comments on "Price Stability and Japanese Monetary Policy" (2) ». *Monetary and Economic Studies* 22.3, p. 37–46.

- Kuttner, K. N. et A. S. Posen (2001). « The Great Recession : Lessons for Macroeconomic Policy from Japan ». *Brookings Papers on Economic Activity* 32.2, p. 93–186.
- Landau, J.-P. (2014). *Why is euro inflation so low ?* VoxEU.org. URL : <http://www.voxeu.org/article/why-euro-inflation-so-low> (visité le 18/02/2016).
- Lenza, M., H. Pill et L. Reichlin (2010). « Monetary policy in exceptional times ». *Economic Policy* 25.62, p. 295–339.
- Leroy, A. et Y. Lucotte (2015). « Heterogeneous monetary transmission process in the Eurozone : Does banking competition matter ? » *International Economics* 141, p. 115–134.
- (2016). « Structural and Cyclical Determinants of Bank Interest-Rate Pass-Through in the Eurozone ». *Comparative Economic Studies* 58.2, p. 196–225.
- Levieuge, G. (2003). « Les banques centrales doivent-elles réagir aux mouvements des prix d’actifs ? » Thèse de doct. Université d’Orléans.
- Manganelli, S. (2012). *the impact of the Securities Markets Programme*. ECB Research Bulletin 17. Francfort-sur-le-Main : European Central Bank, p. 2–5.
- Marumo, K., N. Takashi, S. Nishioka et T. Yoshida (2003). « Extracting Market Expectations on the Duration of the Zero Interest Rate Policy from Japan’s Bond Prices ». *Working Paper* 03-E-2.
- McAndrews, J. (2015). *Negative nominal central bank policy rates : where is the lower bound ?* Speech. Federal Reserve Bank of New York.
- McCallum, B. T. (2000). « Theoretical Analysis Regarding a Zero Lower Bound on Nominal Interest Rates ». *Journal of Money, Credit and Banking* 32.4, p. 870–904.
- Meier, A. (2009). *Panacea, Curse, or Nonevent ? Unconventional Monetary Policy in the United Kingdom*. IMF Working Paper 09/163. International Monetary Fund.
- Mojon, B. (2000). *Financial Structure and the Interest Rate Channel of ECB Monetary Policy*. ECB Working Paper 40. European Central Bank.
- (2001). « Structures financières et canal des taux d’intérêt de la politique monétaire dans la zone euro ». *Economie & Prévision* 147.1, p. 89–115.
- Moussa, Z. (2010). *The Japanese Quantitative Easing Policy under Scrutiny : A Time-Varying Parameter Factor-Augmented VAR Model*. MPRA Working Paper 29429. University Library of Munich, Germany.
- Neely, C. J. (2015). « Unconventional monetary policy had large international effects ». *Journal of Banking & Finance* 52, p. 101–111.

- Newey, W. et K. West (1987). « A Simple, Positive Semi-definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix ». *Econometrica* 55.3, p. 703–08.
- Obstfeld, M. et K. Rogoff (2000). « Global implications of self-oriented national monetary rules ». *Quarterly Journal of Economics* 117, p. 503–536.
- Oda, N. et K. Ueda (2007). « The Effects of the Bank of Japan's Zero Interest Rate Commitment and Quantitative Monetary Easing on the Yield Curve : A Macro-Finance Approach ». *Japanese Economic Review* 58.3, p. 303–328.
- Okina, K. et S. Shiratsuka (2004). « Policy commitment and expectation formation : Japan's experience under zero interest rates ». *The North American Journal of Economics and Finance* 15.1, p. 75–100.
- Onatski, A. (2010). « Determining the number of factors from empirical distribution of eigenvalues ». *The Review of Economics and Statistics* 92.4, p. 1004–1016.
- Ongena, S., A. Popov et G. F. Udell (2013). « "When the cat's away the mice will play" : does regulation at home affect bank risk-taking abroad ? » *Journal of Financial Economics* 108.3, p. 727–750.
- Peersman, G. (2011). *Macroeconomic effects of unconventional monetary policy in the Euro area*. Working Paper Series 1397. European Central Bank.
- Poilly, C. et J.-G. Sahuc (2013). « Welfare implications of heterogeneous labor markets in a currency area ». *Macroeconomic Dynamics* 17.02, p. 294–325.
- Poutineau, J.-C. et G. Vermandel (2015). « Cross-border banking flows spillovers in the Eurozone : Evidence from an estimated DSGE model ». *Journal of Economic Dynamics and Control* 51, p. 378–403.
- Rannenberg, A. (2016). « Bank leverage cycles and the external finance premium ». *Journal of Money, Credit and Banking* 48.8, p. 1569–1612.
- Reichlin, L. (2008). « Comment on "How Has the Euro Changed the Monetary Transmission Mechanism?" » *NBER*, p. 127–139.
- Rey, H. (2015). *Dilemma not Trilemma : The global Financial Cycle and Monetary Policy Independence*. Working Paper 21162. National Bureau of Economic Research.
- Rognlie, M. (2015). « What lower bound ? monetary policy with negative interest rates ». *Unpublished manuscript, Department of Economics, MIT (November 23)*.
- Saborowski, C. et M. S. Weber (2013). *Assessing the determinants of interest rate transmission through conditional impulse response functions*. Working Paper No. 13/23 13-23. International Monetary Fund.

- Sahuc, J.-G. (2016). « The ECB's asset purchase programme : A model-based evaluation ». *Economics Letters* 145, p. 136–140.
- Sala, L. (2002). *Monetary Transmission in the Euro Area : A Factor Model Approach*. Macroeconomics 0205005. EconWPA.
- Salgado, R., J. Aziz et F. Caramazza (2000). *Currency Crises : In Search of Common Elements*. IMF Working Paper 00/67. International Monetary Fund.
- Sander, H. et S. Kleimeier (2004). « Convergence in euro-zone retail banking ? What interest rate pass-through tells us about monetary policy transmission, competition and integration ». *Journal of International Money and Finance* 23.3, p. 461–492.
- Sarno, L., D. L. Thornton et G. Valente (2007). « The Empirical Failure of the Expectations Hypothesis of the Term Structure of Bond Yields ». *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 42.01, p. 81–100.
- Schwert, G. W. (1989). « Tests for unit roots : A Monte Carlo investigation ». *Journal of Business & Economic Statistics* 7.2, p. 5–17.
- Semenescu-Badarau, C. (2009). « Politiques macroéconomiques et disparités régionales dans la zone Euro ». Thèse de doct. Université d'Orléans.
- Semenescu-Badarau, C. et G. Levieuge (2010). « Assessing the Potential Strength of a Bank Capital Channel in Europe : A Principal Component Analysis ». *The Review of Finance and Banking* 2.1, p. 5–16.
- (2011). « Assessing the effects of financial heterogeneity in a monetary union a DSGE approach ». *Economic Modelling* 28.6, p. 2451–2461.
- Shin, H. S. (2009). « Securitisation and Financial Stability ». *Economic Journal* 119.536, p. 309–332.
- Shleifer, A. et R. W. Vishny (2010). « Asset Fire Sales and Credit Easing ». *American Economic Review* 100.2, p. 46–50.
- Sinclair, P. et C. Ellis (2012). « Quantitative easing is not as unconventional as it seems ». *Oxford Review of Economic Policy* 28.4, p. 837–854.
- Sinn, H.-W. et T. Wollmershäuser (2012). « Target loans, current account balances and capital flows : the ECB's rescue facility ». *International Tax and Public Finance* 19.4, p. 468–508.
- Soprasedu, T. et E. Iliopoulos (2012). « L'intermédiation financière dans l'analyse macroéconomique : le défi de la crise ». *Économie et Statistique* 451.1, p. 91–130.
- Sorensen, C. K. et T. Werner (2006). *Bank interest rate pass-through in the euro area : a cross country comparison*. Working Paper Series 580. European Central Bank.

- Stavrev, E., T. Harjes et M. Cihák (2009). *Euro Area Monetary Policy in Uncharted Waters*. IMF Working Paper 09/185. International Monetary Fund.
- Stock, J. H. et M. W. Watson (2005). *Implications of dynamic factor models for VAR analysis*. Working Paper 11467. National Bureau of Economic Research.
- Sunirand, P. (2002). *The role of bank capital and the transmission mechanism of monetary policy*. LSE Research Online Documents on Economics 24953. London School of Economics et Political Science, LSE Library.
- Svensson, L. E. O. (1994). *Estimating and Interpreting Forward Interest Rates : Sweden 1992 - 1994*. NBER Working Paper 4871. National Bureau of Economic Research.
- (2001). « The Zero Bound in an Open Economy : A Foolproof Way of Escaping from a Liquidity Trap ». *Monetary and Economic Studies* 19.S1, p. 277–312.
- (2003). « Escaping from a Liquidity Trap and Deflation : The Foolproof Way and Others ». *Journal of Economic Perspectives* 17.4, p. 145–166.
- Szczerbowicz, U. (2015). « The ECB unconventional monetary policies : have they lowered market borrowing costs for banks and governments ? » *International Journal of Central Banking* 11.4, p. 91–127.
- Tang, H. et Y. Xia (2007). « An International Examination of Affine Term Structure Models and the Expectations Hypothesis ». *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 42.01, p. 41–80.
- Taylor, J. B. (2012). « Monetary policy rules work and discretion doesn't : A tale of two eras ». *Journal of Money, Credit and Banking* 44.6, p. 1017–1032.
- Trichet, J.-C. (2010). « State of the Union : The Financial Crisis and the ECB's Response between 2007 and 2009 ». *Journal of Common Market Studies* 48, p. 7–19.
- Ugai, H. (2007). « Effects of the Quantitative Easing Policy : A Survey of Empirical Analyses ». *Monetary and Economic Studies* 25.1, p. 1–48.
- Uhlig, H. (2008). « Comment on "How Has the Euro Changed the Monetary Transmission Mechanism?" » *NBER*, p. 141–152.
- Valverde, C. S. et R. F. Fernández (2007). « The determinants of bank margins in European banking ». *Journal of Banking & Finance* 31.7, p. 2043–2063.
- Van Leuvensteijn, M., C. K. Sørensen, J. A. Bikker et A. A. Van Rixtel (2013). « Impact of bank competition on the interest rate pass-through in the euro area ». *Applied Economics* 45.11, p. 1359–1380.
- Vayanos, D. et J.-L. Vila (2009). *A Preferred-Habitat Model of the Term Structure of Interest Rates*. NBER Working Paper 15487. National Bureau of Economic Research.

- Williams, J. C. (2010). « The Zero Lower Bound : Lessons from the Past Decade ». *NBER International Seminar on Macroeconomics* 6.1, p. 367–375.
- Woodford, M. (2012). « Methods of Policy Accommodation at the Interest-Rate Lower Bound ». *The Changing Policy Landscape : 2012 Jackson Hole Symposium*. Federal Reserve Bank of Kansas City.
- Wouter, d. H. (2016). *Quantitative easing : A new VoxEU eBook*. VoxEU.org. URL : <http://www.voxeu.org/article/quantitative-easing-new-voxeu-ebook> (visité le 20/02/2016).

Kouamé Désiré KANGA

Essais sur l'impact des mesures de politique monétaire non conventionnelle dans la zone euro

Résumé :

La crise financière et économique a remis en cause les modalités de mise en œuvre et de fonctionnement de la politique monétaire. Avant la crise, la politique monétaire était simplement retranscrite par une règle de taux d'intérêt. Désormais, les instruments et les canaux de transmission sont devenus complexes et les effets incertains. Dans cette perspective, cette thèse propose une évaluation théorique et empirique des politiques monétaires non conventionnelles dans l'environnement hétérogène qu'est la zone euro. Le chapitre 1 analyse les effets de ces politiques sur le coût du crédit aux entreprises. Nous montrons que les effets directs ont été limités. Néanmoins, les mesures non conventionnelles ont été efficaces dans l'accompagnement de la politique de taux zéro (effets indirects). Le chapitre 2 porte sur l'impact de ces politiques sur la courbe des taux et la prime souveraine. Nous montrons que ces mesures ont permis de réduire les primes. Toutefois, leur transmission est hétérogène entre les pays et dans le temps, suivant la perception des investisseurs. Nous étudions au chapitre 3 les conséquences macroéconomiques et financières de ces politiques. Il ressort qu'elles se transmettent à l'économie par une hausse du prix des actifs suivie d'une baisse des taux d'intérêt. De ce fait, les conditions de crédit se sont assouplies, ce qui a relancé l'activité de financement bancaire. Ces politiques ont amélioré la compétitivité, stimulé la demande et augmenté le taux d'inflation. Néanmoins, leurs effets sur l'activité et les conditions d'offre et de demande de crédit sont lents dans certains pays. Dans le chapitre 4, nous montrons avec un modèle DSGE, qu'une forte capitalisation bancaire et un secteur bancaire en bonne santé renforcent la transmission des politiques non conventionnelles conformément à ce qui avait été trouvé empiriquement dans la première partie de la thèse.

Mots clés : politiques monétaires non conventionnelles, hétérogénéité, évaluation, zone euro.

Essays on the impact of unconventional monetary policies in the euro area

Abstract :

The financial and economic crisis has challenged the implementation and the transmission channels of the monetary policy. Before the crisis, monetary policy was conducted through a simple interest rate rule. Now, instruments and channels of transmission have become complex and uncertain. In this perspective, this thesis focuses on theoretical and empirical evaluation of unconventional monetary policies in the heterogeneous environment that is the euro area. Chapter 1 analyses the effects of these policies on the cost of credit to enterprises. We show that the direct effects have been limited. Nevertheless, unconventional policies have been effective in supporting the zero interest rate policy (indirect effects). Chapter 2 focuses on the effects of these policies on the yield curve and the sovereign premium. We point out that these policies have reduced premiums. Their transmission is strongly influenced by the market expectations and heterogeneous across countries and over time. We discuss in Chapter 3 the macroeconomic and financial implications of these policies. We show that they increased asset prices and lowered interest rates. As a result, credit conditions were relaxed, which boosted bank lending. These policies have improved the competitiveness of the country, increased output and inflation. However, their effects on the real activity, the credit standard and the credit demand is slow in some countries. By using a DSGE model in Chapter 4, we find that a strong bank capitalization and a healthy banking sector enhance the transmission of unconventional policies, in accordance with what has been found empirically in the first part of the thesis.

Keywords : unconventional monetary policies, heterogeneity, evaluation, euro area.