

Une évaluation des effets des politiques monétaires non conventionnelles sur le coût du crédit aux entreprises dans la zone euro

An assessment of the effects of unconventional monetary policies on the cost of credit to non-financial companies in the eurozone

Désiré Kanga* et Grégory Leveuge*

Résumé – Cet article propose une évaluation des effets des politiques monétaires non conventionnelles (PMNC) sur le coût du crédit aux entreprises dans la zone euro. Nous analysons les effets directs des PMNC par une régression linéaire multiple, puis cherchons à mettre en évidence l'existence d'une complémentarité entre ces politiques et la politique de taux d'intérêt – effet indirect des PMNC – à l'aide d'un terme d'interaction. Nous montrons que les effets directs des PMNC sont limités, voire nuls selon les pays et toujours moindres que leurs effets indirects. Après avoir mis en évidence l'hétérogénéité des effets indirects des PMNC au sein de la zone euro, nous en proposons diverses interprétations à l'aide d'un modèle VAR conditionnel homogène sur données de panel (PCHVAR) : différences macroéconomiques, financières ou bancaires selon les pays. Les effets indirects des PMNC ont pu, selon les économies considérées, être contrariés par un fort endettement public, un secteur bancaire en mauvaise santé et/ou un niveau élevé de risque systémique ou de défaut.

Abstract – *The aim of this paper is to assess the effects of unconventional monetary policies (UMPs) on the cost of credit to non-financial companies in the eurozone. We analyse the direct effects of these UMPs using a multiple linear regression, then we seek to highlight the existence of a complementarity between these policies and the interest rate policy - an indirect effect of UMPs - using an interaction term. We show that the direct effects of UMPs are limited, indeed nil depending on the country, and are always weaker than their indirect effects. After having highlighted the heterogeneity of the indirect effects of UMPs in the eurozone, we offer diverse interpretations - macroeconomic, financial or banking differences, depending on the country - using a Panel Conditionally Homogenous VAR model (PCHVAR). The indirect effects of UMPs, depending on the economies considered, were countered by large public debt, a banking sector in poor health and/or a high level of systemic risk or risk of default.*

Code JEL / JEL Classification : E52, G20.

Mots-clés : politiques monétaires non conventionnelles, coût du crédit, hétérogénéité, effets directs et indirects

Keywords: unconventional monetary policies, credit cost, heterogeneity, direct and indirect effects

Rappel :

Les jugements et opinions exprimés par les auteurs n'engagent qu'eux mêmes, et non les institutions auxquelles ils appartiennent, ni a fortiori l'Insee.

* Laboratoire d'économie d'Orléans. UMR CNRS 7322 (kouame-desire.kanga@etu.univ-orleans.fr. et gregory.levieuge@univ-orleans.fr).

Nous exprimons notre gratitude aux participants du séminaire du 10 novembre 2016 tenu à l'Université de Poitiers et aux deux rapporteurs anonymes pour leurs commentaires et suggestions. Nous remercions également Yannick Lucotte d'avoir mis à notre disposition un certain nombre de données, et pour ses précieuses suggestions.

La crise financière et bancaire amorcée en 2007 s'est en partie traduite par une envolée des primes de risque et de liquidité, et par une baisse des financements aux ménages et aux entreprises. En réponse, les banques centrales ont baissé leurs taux directeurs de manière agressive, y compris la Banque centrale européenne (BCE), quoique dans des proportions moindres que la Réserve Fédérale Américaine (FED).

La baisse des taux directeurs devait faire augmenter le prix des actifs et baisser le coût du capital, relancer l'investissement et la croissance. Toutefois, il est apparu que cette politique de taux était insuffisante, en particulier pour éviter que les écarts de coût réel du crédit aux entreprises entre les pays de la zone euro ne se creusent (cf. complément en ligne C1, figure C1-I). Tandis que le coût moyen des nouveaux emprunts était inférieur à 3 % dans certains pays (Autriche, Allemagne, Belgique, France, Finlande et Pays-Bas), il dépassait 6.5 % en Grèce et au Portugal entre les débuts des années 2010 et 2014. La baisse des taux n'a pas suffi à rétablir la confiance, d'autant plus que la crise des dettes souveraines est venue s'ajouter à la crise financière et bancaire. Le *spread* entre le taux à 10 ans de la Grèce et celui de l'Allemagne a été supérieur à 10 points de pourcentage (pp) entre avril 2011 et avril 2013 et celui du Portugal a oscillé entre 5.85 pp et 12 pp au cours de cette période. La montée des primes de risques sur les obligations d'État a fragilisé les banques des pays concernés, dont les actifs étaient principalement constitués de ces obligations, leur rendant ainsi très difficile la possibilité de se refinancer et aussi de prêter aux acteurs économiques. De façon spécifique, cette hausse des primes de risque a induit un accroissement du coût du financement externe pour les banques, qu'elles ont répercuté sur les taux débiteurs et/ou par un rationnement du crédit¹ (Avouyi-Dovi et al., 2017).

Dans ce contexte, afin d'améliorer les conditions de financement de l'économie, les banques centrales ont adopté, à partir de 2008, des politiques nouvelles, dites non conventionnelles, c'est-à-dire autres que celles agissant principalement par le choix des taux directeurs. Mises en place dès le début de la crise des *subprimes* sous la forme d'injection directe de liquidité aux banques pour pallier la paralysie du marché interbancaire, elles ont été élargies à partir d'octobre 2008. Les PMNC (politiques monétaires non conventionnelles) consistent en une utilisation du bilan (fourniture de liquidités à taux fixe et/ou à long-terme et achats ciblés de

titres) destinée à affecter les prix des actifs et les conditions de financement, en plus de la baisse des taux d'intérêt directeurs² et de l'orientation des anticipations de taux d'intérêt (*forward guidance*). Nous donnerons, un peu plus loin, les mesures mises en œuvre par la BCE. Mais, bien avant, il convient de noter que les PMNC ne comprennent pas les aides d'urgence à la liquidité (*Emergency Liquidity Assistance*, ELA) que les banques centrales nationales accordent généralement à des banques solvables qui ne parviennent plus à se refinancer, dont la portée a été élargie pendant la crise à de larges pans de leur système bancaire afin d'assurer leur survie, notamment en Grèce et en Irlande, pays sous assistance financière de l'UE et du FMI, lors de la crise de la zone euro³.

Comme la BCE, la FED a également eu recours à ces mesures non conventionnelles au cours de la crise. Néanmoins, la mise en œuvre de ces mesures est quelque peu différente dans la zone euro comparativement aux États-Unis, notamment en raison des différences dans les structures des économies. Par ailleurs, le fonctionnement du marché interbancaire américain s'est progressivement normalisé à partir de 2009 alors qu'il est resté très perturbé dans la zone euro du fait de la crise des dettes souveraines, ce qui a nécessité une succession de mesures non conventionnelles dans la zone euro.

Les mesures de PMNC sont supposées avoir des effets directs sur l'économie via quatre canaux de transmission reproduits sur le schéma C1 (voir complément en ligne C1). D'abord, l'achat massif d'obligations publiques et privées et l'élargissement des actifs acceptés comme collatéraux au cours des opérations d'*open-market* devraient permettre de désenrayer les transactions sur les marchés visés et se traduire ainsi par une baisse des primes de risque. Celles-ci avaient en effet explosé au plus fort de la crise, lorsque les investisseurs renâclaient à acquérir des actifs qu'ils risquaient ensuite de ne plus pouvoir revendre (effet de liquidité). De plus, 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, ce

1. La question du pass-through entre risque de crédit souverain et crédit bancaire a fait l'objet d'un traitement important au cours de ces dernières années. Voir par exemple Bottero et al. (2015) et Popov & Van Horen (2013) pour des preuves empiriques, et Bocola (2016) pour une démonstration théorique.

2. Les taux directeurs étant déjà proches de zéro, les marges de manœuvre étaient devenues nulles (Cf. figure C1-II du complément en ligne).

3. Voir Praet (2016).

qui, d'une part, réduit le niveau des taux d'intérêt exigé sur les nouvelles émissions de titres, et d'autre part, incite les investisseurs à se tourner vers d'autres actifs (privés) plus disponibles et rémunérateurs, dont la demande fera également baisser le rendement exigé. Ces achats d'actifs couplés avec les apports de liquidité devraient inciter les banques à accorder des prêts aux entreprises. En effet, outre l'achat des actifs, les apports de liquidité envisageaient de soutenir le financement à court terme des banques afin d'atténuer l'impact négatif potentiel du risque de liquidité sur la disponibilité du crédit aux ménages et aux entreprises au sein de la zone euro. Aussi, le risque de taux d'intérêt est-il réduit lorsque la banque centrale s'engage à maintenir longtemps ses taux directeurs à un niveau bas (effet *duration*). Enfin, les mesures non conventionnelles doivent restaurer la confiance. En particulier, l'allocation illimitée à taux fixe de la BCE couplée avec le prolongement de la maturité des opérations à plus long-terme assouplit les conditions de refinancement des banques et devrait permettre aux institutions financières de disposer de liquidité sur une plus longue période à un taux bas. Par ailleurs, en achetant des actifs, y compris ceux de qualité moyenne, les banques centrales rassurent les investisseurs et les incitent à l'imiter (effet de signal). Les effets de *duration* et du signal doivent réduire les primes de risque. Par suite, en faisant baisser les coûts de financement, ces mesures devraient stimuler la demande globale, aidée en cela par une dépréciation du taux de change, jusqu'à ce que le taux d'inflation retrouve lui-même son niveau habituel de 2 % l'an. On reviendrait alors à un régime de politique monétaire conventionnelle.

Les politiques non conventionnelles ne visent pas uniquement des effets directs sur les conditions de financement de l'économie. Elles ont vocation également à accompagner la baisse des taux d'intérêt directeurs – à un niveau proche de zéro – afin qu'ils retrouvent une influence, comme c'est le cas en temps normal, sur les conditions de crédit (Cour-Thimann & Winkler, 2012 ; Trichet, 2010). On parle sous cet angle des effets « indirects » des politiques non conventionnelles, dont l'objectif est également de restaurer le mécanisme de transmission de la politique monétaire.

Concrètement, la BCE a multiplié les mesures, depuis les allocations illimitées 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. Certes, au regard des différents canaux de transmission susmentionnés, les objectifs des politiques monétaires non conventionnelles ont pu être multiples : restauration de l'efficacité de la politique de taux, satisfaction des besoins en liquidités, baisse des primes souveraines, etc. Toutefois, de même que les tensions sur l'ensemble des marchés concernés ont eu pour corollaire un accroissement du coût du crédit aux entreprises (cf. figure C1-I du complément en ligne C1), toutes les mesures non conventionnelles devraient avoir eu *in fine* un impact sur le coût du crédit au secteur privé. C'est un objectif clairement et officiellement affirmé par la BCE, qui par la voix de son gouverneur a qualifié ses interventions de « soutien renforcé au crédit »⁴ (Trichet, 2009, 2010). De façon spécifique, des mesures non conventionnelles telles que celles prises par la BCE devraient atténuer les contraintes de financement des banques (baisse des taux sur les marchés monétaire et interbancaire, fourniture illimitée de liquidité à taux fixe). Par suite, toute baisse du coût de financement des banques doit entraîner une baisse du coût du crédit aux entreprises.

L'objectif de cet article est d'évaluer les effets des politiques monétaires non conventionnelles sur le coût du crédit aux entreprises dans les pays de la zone euro. L'analyse des effets des mesures non conventionnelles sur les volumes de crédits peut s'avérer particulièrement périlleuse. Typiquement, Creel et al. (2016) trouvent que les mesures non conventionnelles ont fortement abaissé les taux débiteurs mais que la transmission vers le volume du crédit a été faible. Carpenter et al. (2014) sont pareillement nuancés. Le niveau historiquement bas des taux d'intérêt a pu avoir un effet négatif sur l'offre de prêts. La faible demande de financement peut également expliquer l'absence apparente d'effets sur les quantités. De façon générale, les études sur les quantités se heurtent à la difficulté habituelle de distinction entre effets d'offre et effets de demande. Pour toutes ces raisons, c'est à l'aune de leurs effets sur le coût du crédit aux entreprises privées que nous allons mesurer l'impact des mesures non conventionnelles.

4. Nous traduisons ainsi "Enhanced Credit Support", défini comme suit : "enhanced credit support constitutes the special and primarily bank-based measures that are being taken to enhance the flow of credit above and beyond what could be achieved through policy interest rate reductions alone" (Trichet, 2009).

La littérature empirique admet globalement l'efficacité des mesures non conventionnelles en termes de réduction des taux d'intérêt sur le marché du crédit (par exemple, Abbassi & Linzert, 2012 ; Aït-Sahalia et al., 2012 ; Darracq-Paries & De Santis, 2015 ; Hesse & 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. Pourtant, des études récentes (ex. Avouyi-Dovi et al, 2017 ; Horny et al, 2016) montrent que la crise de la dette souveraine a accentué l'hétérogénéité de la transmission de la politique monétaire dans 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 & Durré, 2016 ; Gibson et al., 2016 ; Szczerbowicz, 2015). Enfin, elles n'expliquent pas les sources potentielles de divergence 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.

Notre analyse se veut originale à plusieurs égards. Tout d'abord, elle porte sur toutes les mesures non conventionnelles mises en œuvre par la BCE (à l'exception du *forward guidance*), du moins jusqu'à fin 2014, et couvre un panel de 11 pays suffisamment large pour avoir une vue globale des disparités existantes⁵. Ensuite, nous cherchons à mettre en évidence l'existence d'une complémentarité entre les politiques non conventionnelles et la politique de taux d'intérêt. Pour cela, nous analysons les effets indirects des mesures non conventionnelles, dont l'objectif est de rétablir le lien entre taux directeurs et coût du crédit. 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. L'asymétrie des réponses s'explique, d'une part, par des différences macro-financières entre les économies considérées, relatives à leur taux de croissance, la probabilité de défaut des entreprises,

l'endettement public et le risque systémique. Elle est due, d'autre part, à l'hétérogénéité des secteurs bancaires, au travers des différences dans la capitalisation et l'importance des prêts non performants. La concurrence et la concentration du secteur bancaire, quant à elles, auraient eu un impact moindre sur les différences de transmission de la politique de taux d'intérêt. De ce point de vue, les effets des politiques non conventionnelles auraient été plus importants en Allemagne et en Autriche, par exemple, qu'en Grèce, Italie, Espagne ou qu'au Portugal. De tels résultats conduisent à dresser un bilan nuancé des politiques non conventionnelles en Europe. Certes, elles ont globalement permis de réduire le coût du financement des entreprises et des banques. Elles ont également permis de contenir les risques de défaut bancaires et souverains. Mais, du strict point de vue du coût du crédit, elles n'auraient pas été les plus efficaces là où les besoins étaient comparativement les plus importants.

La suite de l'article est organisée comme suit. La section suivante présente une revue des mesures non conventionnelles de la BCE et de leurs effets sur les conditions de financement. Puis nous analysons successivement les effets directs des politiques non conventionnelles et leurs effets indirects, et cherchons à expliquer l'hétérogénéité de l'impact des mesures non conventionnelles.

Une revue des mesures non conventionnelles de la BCE et de leurs effets sur les conditions de financement

Typiquement, les politiques exceptionnelles conduites par les autorités monétaires au cours de la crise sont qualifiées de non conventionnelles parce que (i) elles ne portent pas uniquement sur la gestion des taux d'intérêt de court terme, (ii) les montants de liquidité injectée sont importants, (iii) elles modifient substantiellement la structure et la taille des bilans des banques centrales, et (iv) leurs canaux de transmission diffèrent a priori de ceux empruntés par la politique de taux.

Il est d'usage de classer théoriquement les politiques monétaires non conventionnelles en deux catégories : politiques quantitatives et politiques

5. Les 11 pays considérés sont la Belgique, l'Allemagne, l'Irlande, l'Espagne, la France, l'Italie, les Pays-Bas, l'Autriche, le Portugal, la Finlande et la Grèce. Ils contribuent à hauteur de 98 % au PIB annuel de la zone euro.

qualitatives⁶ (Bernanke et al., 2004). Une politique quantitative se traduit par une augmentation de la taille du bilan de la banque centrale liée à l'apport de liquidité à l'économie. Les politiques qualitatives consistent, quant à elles, à modifier la composition du bilan de la banque centrale, sans en modifier la taille. En pratique, dès la crise des *subprimes*, les banques centrales (FED, Bank of England, Bank of Japan et BCE) ont conduit à la fois des politiques quantitatives et qualitatives, qui se sont accompagnées d'une augmentation de la taille des bilans.

Dans cette section, nous présentons, de manière synthétique, les mesures mises en œuvre par la BCE entre 2008 et 2016 ainsi qu'une revue de la littérature empirique sur les évaluations des effets de ces mesures.

Les politiques non conventionnelles mises en œuvre par la BCE

Les initiatives de la BCE, dont une chronologie est donnée dans le tableau C1-1 du complément en ligne C1, recouvrent cinq grandes opérations, que l'on peut qualifier de non-conventionnelles. La BCE a conduit à la fois des mesures quantitatives et qualitatives⁷. Les notions de mesures quantitatives et qualitatives étant poreuses, nous insisterons moins sur cette distinction que sur les mesures elles-mêmes⁸.

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 à partir d'avril 2009⁹. Elle a également soutenu l'approvisionnement de liquidité en euros dans les systèmes bancaires de plusieurs pays non membres de la zone euro, en accord avec les Banques centrales de ces États.

Allocation illimitée à taux fixe (FRFA) : c'est une opération principale de refinancement (OPR) de la BCE, de fréquence hebdomadaire, dans laquelle le montant de la liquidité demandé 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.

Élargissement de l'assiette des actifs éligibles comme collatéraux : une autre façon d'augmenter les quantités effectivement offertes de liquidité consiste à faciliter l'accès des banques aux opérations de refinancement, grâce à un élargissement des actifs éligibles comme collatéral lors des OPR (Cheun et al., 2009). Cet élargissement a été mis en place à partir d'octobre 2008, pour évoluer par la suite. 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 notés 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 habituels d'admissibilité.

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

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. Dès le 4 septembre 2008, la BCE a décidé de conduire trois opérations de refinancement à plus long terme, d'une valeur totale de 125 milliards d'euros. Deux de ces opérations d'une valeur de 50 milliards d'euros

6. De façon plus globale, les politiques non conventionnelles 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 & 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 & Woodford, 2003 ; Jeanne & Svensson, 2007 ; Krugman, 1998 ; Svensson, 2001, 2003). Nous nous contenterons de traiter des politiques mises en œuvre à partir de 2008.

7. Pour Borio et Disyatat (2010), ces interventions sont des politiques de crédit, a priori qualitatives, 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 garanties. Toutefois, ces interventions ont été suivies d'un accroissement du bilan de la BCE.

8. Nous avons essayé d'effectuer, dans le tableau C1-2 (voir complément en ligne C1), une classification des mesures non conventionnelles afin de distinguer celles qui ont pour objectif premier d'affecter le coût du financement aux entreprises non financières. Néanmoins, même si les mesures n'agissent pas directement sur le coût du financement aux entreprises, elles sont susceptibles d'affecter indirectement ce coût par leur effet direct sur le financement des banques.

9. Les accords de swap ont toujours existé entre la BCE et d'autres banques centrales. Nous nous limitons aux opérations conduites au cours de la crise financière de 2007.

chacune avait une maturité de trois mois et l'autre de 25 milliards d'euros avait une maturité de six mois. Par ailleurs, cette opération couplée à la procédure d'allocation illimitée 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*) et la décision d'appliquer un taux négatif à la facilité de dépôt, la BCE a décidé le 5 juin 2014 de conduire 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, devait 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 trimestriels, pourvu 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 souhaitait ainsi relancer l'activité de crédit.

Programmes d'achat d'actifs : la BCE a mis en place quatre catégories de programmes d'achat de titres. La première a porté sur les obligations sécurisées (*covered bonds*). Deux opérations d'achat ont été réalisées dans ce cadre. La première (CBPP1), annoncée 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'euros. Un second programme d'achat (CBPP2) a été annoncé le 6 octobre 2011, pour être exécuté entre novembre 2011 et octobre 2012. Ce programme d'un montant de 40 milliards d'euros visait l'assouplissement des conditions de financement des établissements de crédit et des entreprises. À la fin du programme (31 octobre 2012), le montant cumulé des achats était estimé à 16.4 milliards d'euros. Le dernier programme (CBPP3) a été décidé le 4 septembre 2014, pour une durée initialement prévue de 2 ans.

La seconde catégorie (baptisée SMP pour *Securities Market Programme*) a porté sur les obligations émises par les États 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'euros au 14 septembre 2012.

Les opérations monétaires sur titres (OMT) constituent la troisième catégorie de programmes d'achat. Elles visaient à acheter, sous certaines conditions¹⁰, des obligations émises par les États membres de la zone euro. Ce programme a été annoncé le 2 août 2012, peu après le discours de M. Draghi de juillet 2012 (voir plus loin), pour démarrer en septembre 2012 et mettre alors un terme au SMP.

Le quatrième programme d'achat d'actifs 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 au CBPP3. Le 22 janvier 2015, la BCE a décidé de conduire un programme étendu d'achat des actifs (APP) 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 entre avril 2016 et mars 2017 tandis que l'objectif mensuel était de 60 milliards d'euros entre mars 2015 et mars 2016) et de leur durée¹¹. Au 31 mai 2016, le montant cumulé des achats est estimé à un peu plus de 1 000 milliards d'euros. Le programme, dont la fin était initialement envisagée fin mars 2017, conditionnellement à un retour de l'inflation autour de 2 %, est reconduit jusqu'à la fin décembre 2017 ou même après, si nécessaire. Les achats concernent particulièrement des obligations émises par les administrations centrales, les agences et les institutions européennes de la zone euro.

Comme le montre la figure C1-III (en complément en ligne C1), les politiques non conventionnelles ont pour effet immédiatement visible la modification de la taille et de la structure du

10. Les pays participants doivent être engagés dans un programme d'ajustement via le Fonds européen de stabilité financière ou le Mécanisme européen de stabilité. Même si 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 à trois ans.

11. <https://www.ecb.europa.eu/mopo/implementation/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'euros.

bilan de la BCE. Sa taille a presque triplé entre 2005 et 2013. Deux évolutions sont particulièrement marquées. L'une a lieu à la fin de l'année 2008, en réponse à l'amorce de la crise financière globale, dans le sillage de la faillite de Lehman Brothers. L'autre, encore plus spectaculaire, intervient en 2011, en réponse à la crise des dettes souveraines. Elle correspond à la mise en place du deuxième programme d'achat d'obligations sécurisées (CBPP2) et recouvre le programme d'achats d'obligations émises par les États de la zone euro (SMP). Par ailleurs, la composition du bilan suit les opérations de refinancement à plus long terme 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 banques ont fortement utilisé la facilité de dépôt de la banque centrale se traduisant par une constitution de réserves en lieu et place d'utiliser les ressources pour accroître leur offre de crédit aux entreprises et aux ménages. La BCE a, dès lors, décidé de ramener le taux de rémunération des dépôts à 0 % en juillet 2012 puis - 0.1 % en juin 2014. Il est fixé depuis mars 2016 à - 0.40 %. En d'autres termes, la banque centrale taxe les dépôts des banques pour les inciter à mobiliser leurs ressources pour soit les prêter aux entreprises ou les placer sur des titres rémunérateurs.

Au regard de la composition, 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 à l'égard des institutions financières au sein de la zone euro a également considérablement augmenté, ce qui rend compte du rôle joué par la BCE comme acteur du marché interbancaire.

Enfin, depuis le début de la crise, les banques centrales annoncent de façon plus systématique et prononcée leurs intentions sur l'évolution des taux directeurs. Tant et si bien qu'on estime que les gouverneurs se sont dotés d'un instrument supplémentaire : le *forward guidance*. Dans un contexte incertain, les discours des gouverneurs visent à guider les anticipations et les comportements des agents. Ainsi, depuis juillet 2013, la BCE, par la voix de son président M. Draghi, annonce ses intentions pour l'avenir (sans toutefois fournir de calendrier ni de conditionnalité vraiment clairs). Déjà, une année auparavant (juillet 2012), le président Draghi annonçait l'intention de l'Eurosystème de prendre toutes les mesures nécessaires pour sauver l'euro.

Une revue de l'impact 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 sur les conditions de financement de l'économie. Faute de séries longues, les premiers travaux ont porté sur 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 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 ont été utilisées pour surmonter cette lacune. Certains auteurs ont utilisé les modèles de structure par terme (par ex. De Pooter et al., 2015 ; Fourel & 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 & Linzert, 2012 ; Eser & Schwaab, 2016 ; Gambacorta & Marques-Ibanez, 2011 ; Gibson et al., 2016 ; Szczerbowicz, 2015), ou encore privilégié des modèles VAR (Abbassi & Linzert, 2012 ; Beaupain & Durré, 2016 ; Creel et al., 2016 ; Darracq-Paries & De Santis, 2015 ; Fourel & Idier, 2011 ; Gambacorta et al., 2014 ; Giannone et al., 2012 ; Hesse & 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 auraient limité l'effondrement du crédit bancaire (Gambacorta & Marques-Ibanez, 2011).

Toutefois, la plupart de ces travaux donnent une mesure moyenne des effets de ces politiques, sans tenir compte de leur hétérogénéité 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 & Durré, 2016 ; Fourel & Idier, 2011 ; Gibson et al., 2016 ; Szczerbowicz, 2015) ou ont utilisé

des modèles à coefficients hétérogènes estimés sur un panel de pays (Eser & 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 : 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 étudié autant de pays. Mais leurs analyses restent 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 de 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 la politique monétaire, soit sur les politiques monétaires 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. 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 susceptibles d'expliquer l'hétérogénéité des effets entre les pays.

Effets directs des politiques non conventionnelles sur le coût du crédit

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 pour chaque pays de l'équation suivante¹² :

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

où Y_t désigne le coût réel du crédit aux entreprises, PNC_t représente l'ensemble des mesures de politiques non-conventionnelles, C_t est un ensemble de variables de contrôle et ε_t le terme résiduel. Nous nous concentrons sur les changements de conditions de financement, en différence première (Δ). Ceci permet d'ailleurs de travailler sur des séries stationnaires. Le coût du crédit est un indicateur composite basé sur les taux d'intérêt débiteurs, calculé par la BCE. Cette mesure est utilisée pour évaluer les coûts d'emprunt des sociétés non financières. Elle se prête bien aux comparaisons internationales.

En matière d'indicateurs de politique monétaire non conventionnelle, il existe peu d'alternatives. La taille du bilan de la Banque centrale constitue une mesure imparfaite. Non seulement elle pourrait laisser croire que la BCE est beaucoup moins entreprenante depuis la fin de l'année 2013 (cf. figure C1-III, complément en ligne C1) alors que ce n'est pas le cas (tout dépend notamment des besoins des agents). De surcroît, un tel indicateur ne permet pas de bien appréhender l'impact de mesures qualitatives telle que l'élargissement de l'assiette des actifs éligibles comme collatéraux. Par ailleurs, le *shadow rate*¹³, parfois utilisé dans la littérature,

12. Écriture simplifiée : β recouvre l'effet respectif de chaque instrument de politique non conventionnelle PMNC ; de même pour γ relativement à chaque variable de contrôle C.

se prête mal à notre analyse dans la mesure où il est censé refléter les conditions monétaires afférentes à la fois à la politique monétaire conventionnelle et aux mesures non conventionnelles. Or, étant donné notre objectif d'identification des effets directs et indirects, il est important ici de bien distinguer les deux types de politique. Enfin, ne considérer que les seuls montants des LTRO ou des OPR, comme c'est parfois le cas dans la littérature, serait réducteur. C'est pourquoi nous avons préféré retenir la solution qui consiste à représenter chaque mesure de politique non conventionnelle par des indicatrices qui valent 1 au cours de leur période de mise en œuvre. Les dates correspondant à leur annonce et leur mise en œuvre sont données dans le tableau C1-1 (en complément en ligne C1).

Les variables de contrôle sont intégrées dans l'équation (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. Le tableau C1-3 (en complément en ligne C1) fournit des statistiques descriptives relatives aux variables considérées dans cet article. Les estimations couvrent la période allant de janvier 2003 à décembre 2014 pour les 11 pays. L'équation (1) est estimée par la méthode des moindres carrés ordinaires, en fréquence mensuelle¹⁴, avec une correction de la variance des estimateurs par l'approche de Newey-West. Au cours de la période d'estimation l'Eonia a varié entre - 0.03 % et 4.3 % avec une moyenne de 1.62 %.

13. Le shadow rate est un taux théorique basé sur une modélisation de la courbe des taux intégrant un taux de court terme pouvant être négatif (Wu & Xia, 2016). Par construction, ce taux rend compte à la fois des politiques non conventionnelles et de la politique de taux.

14. Les variables à fréquence trimestrielle, à savoir l'indicateur de demande BLS, le déficit public et la dette publique, sont supposées constantes au cours des mois qui composent le trimestre.

Tableau 1
Définitions et sources des variables

Variable	Définition	Source
Variable dépendante (Y)		
Y	Différence entre « Coût de l'emprunt » et « Inflation »	BCE
Variables explicatives		
PNC		
FRFA	Indicatrice = 1 durant la mise en œuvre de la politique d'allocation illimitée à taux fixe	Cf. Tableau C1-1
LTRO	Indicatrice = 1 durant la mise en œuvre de la politique d'opération de financement à plus long terme, 0 sinon	idem
Swap	Indicatrice = 1 durant la mise en œuvre de la politique d'approvisionnement en devises, 0 sinon	id.
Collateral	Indicatrice = 1 durant la mise en œuvre de la politique d'assouplissement des conditions de garanties, 0 sinon	id.
SMP	Indicatrice = 1 durant la mise en œuvre de la politique d'achat des obligations d'Etat et du secteur privé, 0 sinon	id.
OMT	Indicatrice = 1 durant la mise en œuvre de la politique d'opérations monétaires sur titres	id.
Covered	Indicatrice = 1 durant la mise en œuvre de la politique d'achat d'obligations sécurisées, 0 sinon	id.
Variables de contrôle (C)		
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 <i>Bank Lending Survey</i>	BCE
Déficit	Déficit/Excédent public (en % du PIB)	Eurostat
Dette	Dette publique en % du PIB	Eurostat
IPI	Indice de la production industrielle	Eurostat

Note : ce tableau présente la variable dépendante et les variables explicatives de l'équation (1), leurs définitions, les abréviations retenues dans l'analyse empirique, et leurs sources. Le coût de l'emprunt est un indicateur harmonisé construit par la BCE et l'inflation est calculée comme le taux de croissance mensuel de l'Indice harmonisé des prix à la consommation.

Une mesure de politique non conventionnelle est jugée efficace si $\beta' = \beta / \left(1 - \sum_{n=1}^N \eta_n\right)$ est négatif. 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 effets directs des politiques non conventionnelles serait remise en cause¹⁵.

Les résultats des estimations sont reportés dans le tableau 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 illimitée 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 programmes les plus efficaces sont le FRFA et les LTRO. Ces deux mesures 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).

Selon ces résultats, d'une part, 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 ;

15. Parfois même la mise en œuvre de certains programmes a pu jouer comme un révélateur de la gravité du contexte. Tant et si bien que l'effet d'une mesure peut être contraire au signe attendu. C'est comme si l'effet de signal (cf. schéma du complément en ligne C1) jouait à l'envers.

Tableau 2
Effets directs des PNC sur le coût réel du crédit

	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)
Pays-Bas	- 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)

Note : 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' valide les effets directs de la mesure concernée dans le pays concerné. Les estimations sont effectuées sur la période janvier 2003 à décembre 2014 en utilisant l'approche de Newey-West avec un retard d'ordre $N = 3 \equiv [T^{0.25}]$. Les erreurs-types sont entre-parenthèses. *** Significatif à 1 %, ** Significatif à 5 %, et * Significatif à 10 %.
Source : estimations des auteurs.

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 ne pas avoir eu d'impact sur la réduction du coût de financement aux entreprises. C'est notamment le cas pour le programme d'élargissement des actifs admis en tant que collatéraux (à l'exception de l'Espagne). Il convient toutefois de noter que les *swaps* en devises visaient moins les conditions de crédits que les activités transfrontalières des banques. De même, les programmes SMP et OMT, mis en place pour faire face à la crise de la dette souveraine dans la zone euro, visaient surtout à réduire 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 transmission de la politique (conventionnelle) de taux, à commencer par la politique de taux zéro (Antonin et al., 2014). En ce sens, elles pourraient avoir eu des effets indirects que nous testons par la suite.

Effets indirects des politiques non conventionnelles sur le coût du crédit

Pour mesurer les effets indirects, l'équation (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 estimée suivante :

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta_0 \Delta R_{t-1} + \beta_1 \Delta R_{t-1} * B_{t-1} + \gamma C_{t-1} + \sum_{n=1}^N \eta_n \Delta Y_{t-n} + \varepsilon_t \quad (2)$$

où B_t 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. Le coefficient β_0 capte l'effet direct du taux

d'intérêt Eonia (noté R_t) sur Y_t . 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. Dans un premier temps, afin de s'assurer que nous captions bien de cette manière les effets indirects des mesures non conventionnelles, la relation (2) est estimée sur deux sous-périodes qui correspondent à deux régimes de politique monétaire distincts : 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). Aussi, l'objectif étant de mettre en évidence la complémentarité entre les politiques non conventionnelles et la politique de taux, seul le paramètre β_1 défini comme $\beta_1 = \beta_1 / \left(1 - \sum_{n=1}^N \eta_n\right)$ sera reporté dans le tableau 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 » du tableau 3), 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. Le bilan n'avait 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 donc joué un rôle dans la transmission de la politique de taux pendant la crise. Nous validons ainsi l'existence d'effets indirects dans leur globalité.

Maintenant, en suivant la même méthode que dans la section précédente, nous allons plus précisément évaluer les effets indirects de chacune des mesures non conventionnelles. À cette fin, nous procédons à l'estimation de la relation suivante :

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta_0 \Delta R_{t-1} + \beta_1 \Delta R_{t-1} * PNC_{t-1} + \beta_2 PNC_{t-1} + \gamma C_{t-1} + \sum_{n=1}^N \eta_n \Delta Y_{t-n} + \varepsilon_t \quad (3)$$

Les variables endogènes et exogènes sont les mêmes que celles présentées dans le tableau 1. Le coefficient β_0 capte l'effet direct du taux d'intérêt Eonia (noté R_t) sur Y_t , tandis que 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 3.

D'emblée, on constate (en comparaison avec le tableau 2) 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 illimitée à taux fixe a contribué à réduire le coût du crédit des entreprises 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 (Autriche, Allemagne, Espagne, Finlande, France, Grèce, Italie) avec des effets plus importants dans les pays tels que l'Espagne et l'Italie. Ces mesures, en relâchant davantage la contrainte de financement des banques, ont permis à ces dernières d'ajuster plus rapidement à la baisse les coûts d'emprunt des entreprises. L'élargissement des conditions de garantie (collatéral) a été l'une des mesures les plus efficaces en ce qui concerne la transmission de la politique monétaire, alors que 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

Tableau 3
Effets indirects des politiques non conventionnelles sur le coût réel du crédit

	Avant	Après	FRFA	LTRO	Swap	Collatéral	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)

Note : ce tableau reporte les coefficients β_1 dans chaque pays et pour chaque instrument de politique monétaire non conventionnelle. Les deux colonnes « Avant » et « Après » présentent les coefficients β_1 issus de l'équation (2) estimés respectivement sur les périodes janvier 2003-mars 2007 et janvier 2008-décembre 2014. Les autres colonnes reportent les coefficients β_1 issus de l'équation (3) estimés sur la période janvier 2003-décembre 2014. Une valeur positive et significative de β_1 indique que l'expansion du bilan ou que les mesures non conventionnelles mentionnées 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 $N = 3 \equiv \lceil T^{0.25} \rceil$. Les erreurs-types sont entre-parenthèses. *** Significatif à 1%, ** Significatif à 5%, et * Significatif à 10 %.
Source : estimations des auteurs.

la zone euro. On voit que certains pays, tels que la Grèce, les Pays-Bas, le Portugal et l'Irlande, ont globalement moins bénéficié des effets des mesures de politique monétaire non conventionnelle. De fait, en Grèce et en Irlande, le système bancaire a survécu grâce aux apports de liquidité accordés par les banques centrales nationales dans le cadre de l'aide d'urgence à la liquidité (*Emergency Liquidity Assistance* ou ELA).

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

Les différences structurelles au sein de la zone euro expliquaient déjà des divergences de réaction aux orientations de la politique monétaire « conventionnelle ». Ces divergences concernent typiquement les délais d'ajustement des taux bancaires (Leroy & Lucotte, 2016 ; Mojon, 2001). Les banques les plus liquides ou les mieux capitalisées ajustent moins rapidement leurs taux (Sorensen & Werner, 2006), tandis que celles exposées à un risque de crédit très élevé s'ajustent plus rapidement (Valverde & Fernández, 2007). Les caractéristiques conjoncturelles (croissance, inflation des prix du logement, croissance du crédit) ont également tendance à influencer l'ajustement des taux bancaires (Sorensen & Werner, 2006).

Dans cette perspective, nous étudions de manière originale l'hétérogénéité 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 :

$$y_{it} = \delta_i + \sum_{j=1}^p A_j(z_{it}) y_{i,t-j} + u_{it} \quad (4)$$

où $y_{it} = [\text{Coût réel de crédit}, \text{Eonia}]$ est le vecteur 2×1 des variables endogènes, δ_i désigne les effets fixes, u_{it} est le vecteur des résidus supposés suivre une loi normale de moyenne nulle et de variance Σ_{u_i} , $i = 1, \dots, N$ représente la dimension individuelle (pays) et $t = 1, \dots, T$ la dimension temporelle.

L'originalité de l'approche tient au fait que les paramètres $A_j(z_{it})$ (de dimension 2×2) du VAR sont supposés dépendre de variables de

conditionnement notées z_{it} . Comme ces dernières sont différentes d'un pays à l'autre et, de surcroît, bougent dans le temps, les paramètres $A_j(z_{it})$ du VAR eux-mêmes varient d'un pays à l'autre et dans le temps. Cette conditionnalité des paramètres $A_j(z_{it})$ aux variables z_{it} permet d'appréhender l'hétérogénéité éventuelle de la transmission des instruments de politique monétaire non conventionnelle. Ainsi, de façon générale, si les réalisations z_{it} et 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 spécifié à l'équation (4) est estimé pour une variable z_j donnée. Les matrices des paramètres estimés $\hat{A}_j(\cdot)$ dépendent de z_j . On suppose que chaque élément $a_{j,sm}(z_{it})$ de $A_j(\cdot)$ peut s'écrire sous la forme $a_{j,sm}(z_{it}) \approx \pi(z_{it}) \gamma_{j,sm}$, avec s et m respectivement les lignes et les colonnes de $A_j(\cdot)$, π est un polynôme d'ordre un en z et γ le coefficient associé. L'écriture du modèle sous la forme d'une moyenne mobile vectorielle (VMA), qui définit les fonctions de réponses impulsionnelles (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 la méthode de Cholesky.

Le tableau 4 présente les variables de conditionnement (z) utilisées et leur source. Les statistiques descriptives de ces variables sont fournies dans le tableau C2-1 (complément en ligne C2). 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 des mesures de politique monétaire non conventionnelle de la BCE sur cette période. Dans la lignée des résultats de la section précédente, les fonctions de réponse permettent de proposer des interprétations à l'hétérogénéité des effets indirects des mesures de politique non conventionnelle. Enfin, de façon générale, les réponses au choc de politique monétaire (IRF) sont appréciées à l'aune de leur ampleur et du nombre de périodes pendant lesquelles elles sont significatives.

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. À cet égard, la figure I 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 PIB. Ces réponses sont encadrées par un 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 deuxième (troisième) cadran délivre la même information, mais cette fois-ci lorsque le taux de croissance correspond à la valeur médiane (le troisième, respectivement au dernier décile) 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 ainsi davantage profité aux économies moins touchées par la crise en termes de croissance. 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 susceptible d'influer sur le *pass-through*. En effet, plus les probabilités de défaut sont importantes dans l'économie, 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 & Lucotte, 2016). La figure II 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 couverte, l'influence de l'endettement public mérite d'être considérée. On observe que la réponse du coût du crédit au taux Eonia décline en ampleur avec le niveau de dette sur PIB (voir figure III). 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 auraient été moins efficaces là où l'endettement public était élevé, comme en Grèce ou en Italie. Le cas échéant, et toutes choses égales par ailleurs, elles n'auraient pas suffi à raccorder le coût du crédit au taux d'intérêt de court terme. Dans ce même

Tableau 4
Définition et sources des variables conditionnelles

Indicateur	Description	Sources
Environnement macro-financier		
Dette	Dette publique (% PIB)	Eurostat
Croissance	Taux de croissance de l'économie	OCDE
Prime	Prime souveraine	<i>Macrobond</i>
PD	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

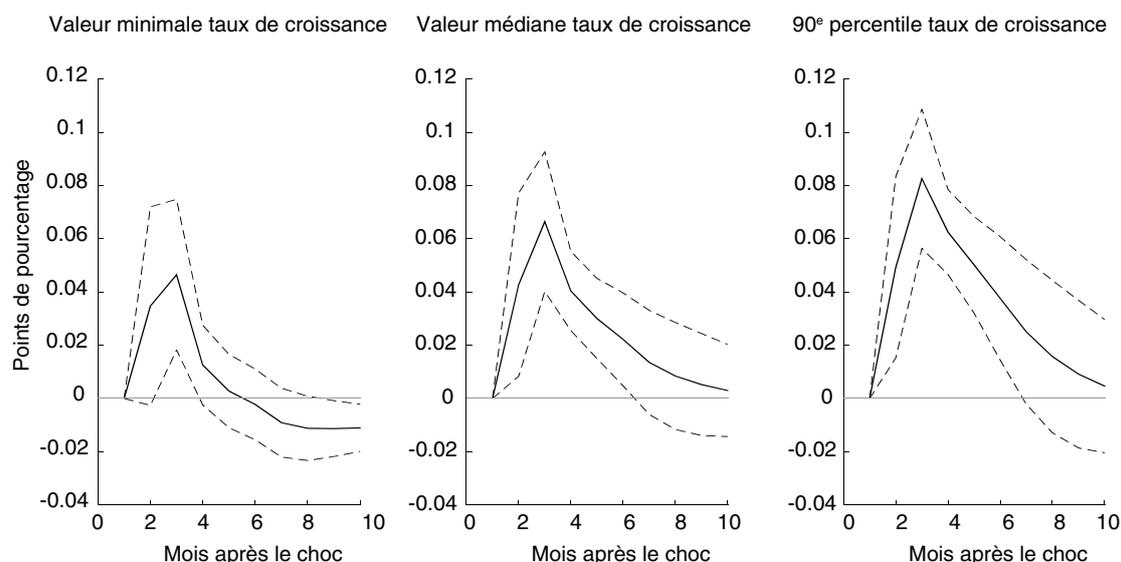
Note : ce tableau présente les variables conditionnelles successivement utilisées dans l'équation (4), leurs définitions, leurs abréviations et leurs sources. La prime souveraine est définie par le *spread* des taux à 10 ans nationaux avec le taux allemand de même maturité. Pour l'Allemagne, la référence est le taux à 10 ans américain. 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. La probabilité de défaut de l'économie correspond à la probabilité de défaut agrégée pour l'ensemble des entreprises : bancaires, financières et industrielles.

ordre d'idée, la figure C2-I (en complément en ligne C2) 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*).

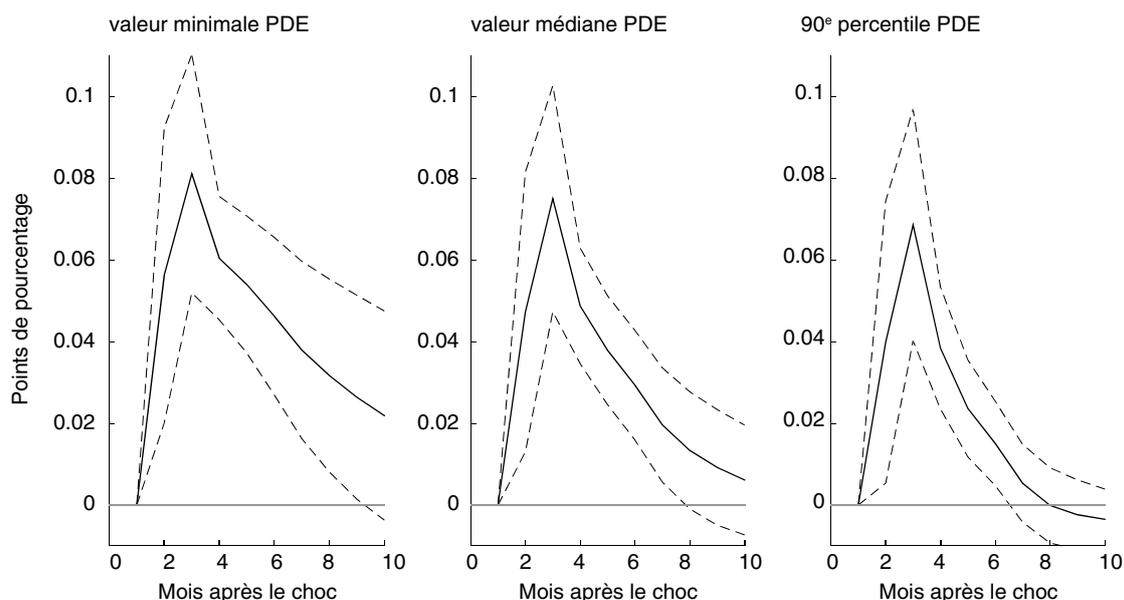
Enfin, les effets de la politique monétaire ont pu être influencés par le niveau de risque systémique (Altunbas et al., 2009, 2010), mesuré ici

Figure I
Réponses du coût réel du crédit suite à un choc de taux d'intérêt au jour le jour en fonction de la croissance



Note : ces graphiques représentent 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 (4) 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 correspond à l'estimation ponctuelle et les courbes en pointillés aux bornes de l'intervalle de confiance à 95 %.

Figure II
Réponses du coût réel du crédit suite à un choc de taux d'intérêt au jour le jour en fonction de la probabilité de défaut de l'économie (PDE)

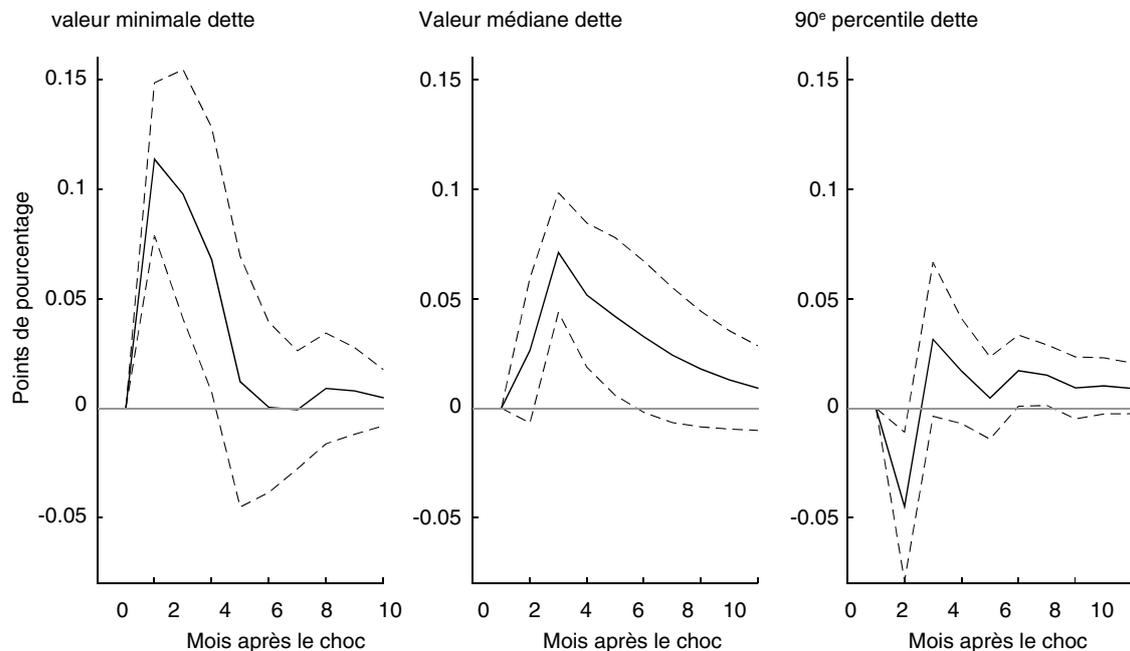


Note : ces graphiques sont les réponses du coût réel du crédit suite à un choc de +1 écart-type du taux Eonia conditionnellement à la probabilité de défaut agrégée pour l'ensemble des entreprises. Le modèle est estimé sur la période septembre 2008 à décembre 2014. Nous considérons la valeur minimale,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

par l'indicateur composite du risque systémique *CISS* (croissant avec le risque global) construit par la BCE. De nouveau, on observe que les

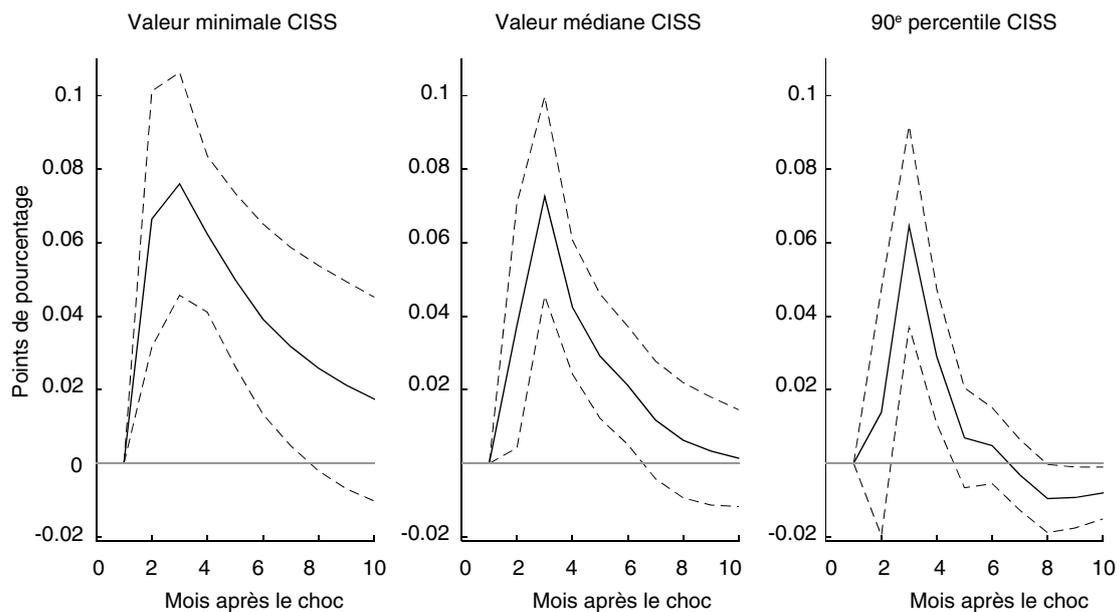
réponses ne sont pas homogènes au niveau de risque systémique. Plus ce dernier est élevé, plus le *pass-through* est affaibli (figure IV).

Figure III
Réponses du coût réel du crédit suite à un choc de taux d'intérêt au jour le jour en fonction de la dette publique



Note : ces graphiques sont les réponses du coût réel du crédit suite à un choc 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 de la dette publique sur PIB sur la période d'estimation. La courbe en trait plein correspond à l'estimation ponctuelle et les courbes en pointillés aux les bornes de l'intervalle de confiance à 95 %.

Figure IV
Réponses du coût réel du crédit suite à un choc de taux d'intérêt au jour le jour en fonction du risque systémique (*CISS*)



Note : 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 %.

Le niveau d'exposition au risque des banques aurait agi négativement sur leur propension à octroyer des prêts (Gambacorta & 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 auraient 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.

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. La figure V montre que plus la taille du secteur bancaire est importante, 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.

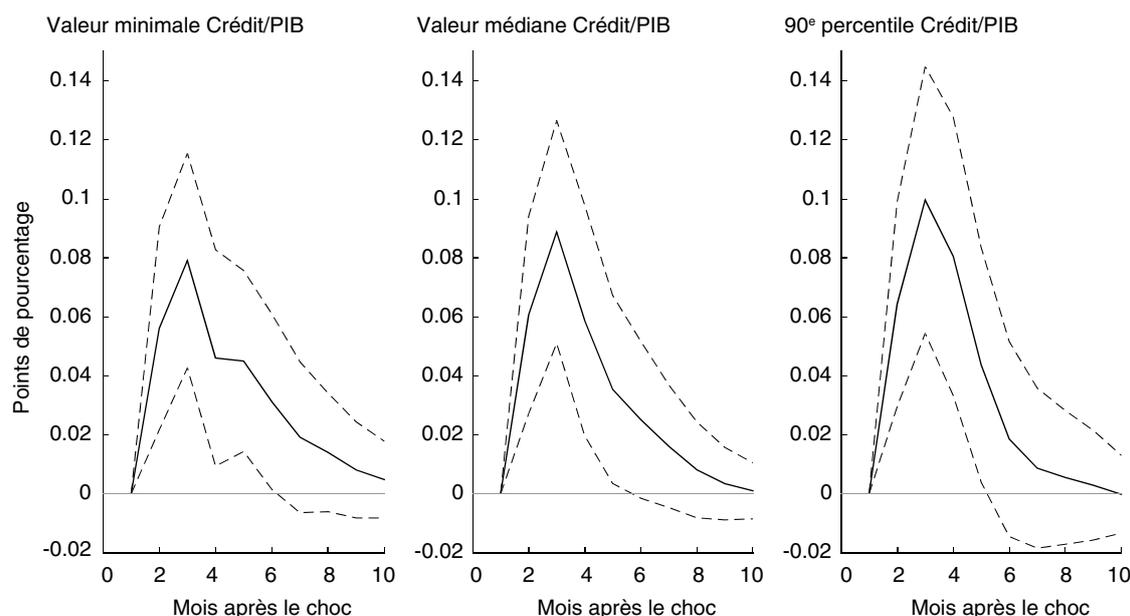
À cet égard, nous examinons en premier lieu l'influence de la liquidité et de la capitalisation

du secteur bancaire. 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 (voir figure C2-II du complément en ligne C2).

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, voir figure C2-III du complément en ligne C2). En effet, plus la capitalisation est élevée, plus le *pass-through* du taux Eonia au coût du crédit est affaibli. Ce résultat est habituel : les secteurs bancaires les mieux capitalisés répercutent à la fois moins rapidement et moins complètement les orientations de politique monétaire sur les taux débiteurs. Les banques confortablement capitalisées ont en effet plus aisément accès au financement du marché ; elles sont donc moins sensibles à l'orientation de la politique monétaire.

Enfin, on constate que plus les prêts non performants sont importants, plus le *pass-through* est perturbé (figure C2-IV, complément en ligne C2). Toutes choses égales par ailleurs,

Figure V
Réponses du coût réel du crédit suite à un choc de l'EONIA en fonction de la taille du secteur bancaire (crédit/PIB)



Note : 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° percentile du ratio crédit sur PIB sur la période d'estimation. La courbe en trait plein correspond à l'estimation ponctuelle et les courbes en pointillés aux bornes de l'intervalle de confiance à 95 %.

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 les banques ont été les plus affectées, les mesures non standards de politique monétaire ont plutôt été employées pour satisfaire des besoins en liquidité que pour faire baisser le taux débiteur, au moins dans un premier temps (Saborowski & Weber, 2013).

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 financière¹⁶. Cette dernière, caractérisée dans son acception la plus habituelle par la concurrence bancaire, la concentration bancaire et la capitalisation boursière, pourraient aussi influencer les effets indirects de la politique monétaire non conventionnelle.

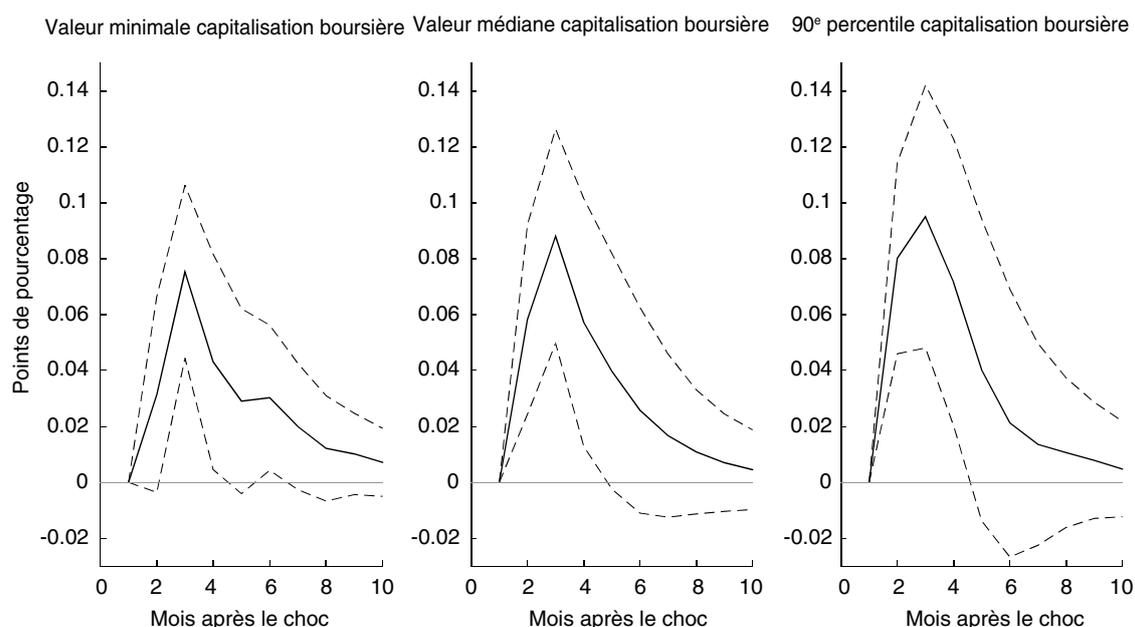
Les réponses conditionnelles du coût réel du crédit apparaissent plutôt homogènes au degré de

concurrence (mesuré par l'indice de Lerner¹⁷), ainsi qu'au degré de concentration bancaire (mesurée par l'indice d'Herfindahl-Hirschman) (voir figures C2-V et C2-VI, complément en ligne C2).

Enfin, nous représentons en figure VI 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, 2001). 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. L'effet positif de la concurrence jouerait donc davantage à l'échelle du système financier dans sa globalité qu'au sein du seul secteur bancaire.

16. Voir par exemple Leroy & Lucotte (2015), Sorensen & Werner (2006), Van Leuvensteijn et al. (2013).
17. Plus l'indice de Lerner est élevé, plus la concurrence est faible.

Figure VI
Réponses du coût réel du crédit suite à un choc de l'EONIA en fonction de la capitalisation boursière



Note : 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° percentile de la capitalisation boursière. La courbe en trait plein correspond à l'estimation ponctuelle et les courbes en pointillés aux bornes de l'intervalle de confiance à 95 %.

* *
*

Cet article 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 rappelons quelles ont été les mesures mises en œuvre par la BCE depuis 2008 ainsi que les canaux de transmission de la politique monétaire non conventionnelle. Nous soulignons qu'il convient de distinguer les effets directs des effets indirects de ces mesures sur les conditions de crédit. 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 directeurs et les conditions de crédit. Elles devraient en ce sens 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 illimitée 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'auraient bénéficié d'aucun effet direct, quelle que soit la mesure considérée. Les effets indirects sont plus probants. Nos résultats économétriques valident en effet la complémentarité présumée 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'asymétrie des réponses à un choc de taux 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 l'importance des prêts non performants. La concurrence et la concentration financière, quant à elles, auraient eu un impact moindre sur les différences de transmission. Ainsi, de ce point de vue, et globalement, 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.

Certes, les politiques monétaires non conventionnelles ont globalement contribué à la réduction du coût du crédit en Europe. Mais, le fait que leurs effets aient 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 indique qu'elles ne sont pas suffisantes pour réduire le risque de fragmentation, au contraire. De ce point de vue, les politiques monétaires non conventionnelles n'ont pas forcément été les plus efficaces là où les besoins étaient comparativement les plus importants en termes de coût du crédit. Tout d'abord, au cours de la crise financière, nous avons assisté à un rationnement du crédit bancaire dans certains pays. Ensuite, avec la crise de la dette souveraine, le coût du financement bancaire a augmenté, aggravant les difficultés de financement des entreprises et par ricochet leur risque de défaut. Tous ces développements ont accru l'hétérogénéité dans la transmission de la politique monétaire.

Toutefois, ces constats ne signifient pas que les mesures non conventionnelles ont été inutiles. Comme le souligne la BCE, « *la fourniture illimitée de liquidité de la banque centrale aux*

banques à taux fixe a exercé une forte pression à la baisse sur les taux du marché monétaire et les taux des prêts bancaires. Par conséquent, les taux d'intérêt sur les prêts à court terme ont

diminué régulièrement. De même, la volatilité générale des marchés financiers a considérablement diminué. »¹⁸ Mais des mesures complémentaires, au niveau national, telles qu'un soutien budgétaire, la mise en place de structures de défaisance, un aménagement des dettes publiques et/ou des réformes structurelles, auraient été (ou sont toujours) nécessaires pour les pays les plus durement touchés. □

18. Arguments avancés par José Manuel González-Páramo, membre du directoire de la BCE lors de la conférence organisée par Cámara de Comercio de Málaga et l'Université de Málaga à Málaga le 18 Juin 2010.

BIBLIOGRAPHIE

- Abbassi, P. & Linzert, T. (2012).** The effectiveness of monetary policy in steering money market rates during the financial crisis. *Journal of Macroeconomics*, 34(4), 945–954.
- Ait-Sahalia, Y., Andritzky, J., Jobst, A., Nowak, S. & Tamirisa, N. (2012).** Market response to policy initiatives during the global financial crisis. *Journal of International Economics*, 87(1), 162–177.
- Altunbas, Y., Gambacorta, L. & Marques-Ibanez, D. (2009).** Securitisation and the bank lending channel. *European Economic Review*, 53(8), 996–1009.
- Altunbas, Y., Gambacorta, L., & Marques-Ibanez, D. (2010).** Bank risk and monetary policy. *Journal of Financial Stability*, 6(3), 121–129.
- Antonin, C., Blot, C., Creel, J., Labondance, F., Touzé, V. & Hubert, P. (2014).** Comment lutter contre la fragmentation du système bancaire de la zone euro ? *Revue de l'OFCE*, 136(5), 171-219.
doi: 10.3917/reof.136.0169
- Avouyi-Dovi, S., Horny, G. & Sevestre, P. (2017).** The stability of short-term interest rates pass-through in the euro area during the financial market and sovereign debt crises. *Journal of Banking & Finance*, 79, 74–94.
- Beaupain, R. & Durré, A. (2016).** Excess liquidity and the money market in the euro area. *Journal of Macroeconomics*, 47(Part A), 33–44.
- Bernanke, B., Reinhart, V. & Sack, B. (2004).** Monetary policy alternatives at the zero bound: An empirical assessment. *Brookings Papers on Economic Activity*, 2004(2), 1–100.
- Bloem, A. M., Dippelsman, R. J. & Maehle, N. O. (2001).** *Quarterly National Accounts Manual: Concepts, Data Sources, and Compilation*. Washington D.C: International Monetary Fund.
- Bocola, L. (2016).** The pass-through of sovereign risk. *Journal of Political Economy*, 124(4), 879–926.
- Borio, C. & Disyatat, P. (2010).** Unconventional monetary policies: An appraisal. *The Manchester School*, 78, 53–89.
- Bottero, M., Lenzu, S. & Mezzanotti, F. (2015).** Sovereign debt exposure and the bank lending channel: impact on credit supply and the real economy. Banca d'Italia, *Working paper* N° 1032.
http://www.bancaditalia.it/pubblicazioni/temi-discussione/2015/2015-1032/en_tema_1032.pdf
- Carpenter, S., Demiralp, S. & Eisenschmidt, J. (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), 107–129.
- Cheun, S., von Köppen-Mertes, I. & Weller, B. (2009).** The collateral frameworks of the eurosystem, the federal reserve system and the bank of england and the financial market turmoil. European Central Bank, *Occasional Paper Series* N° 107.
<https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpops/ecbocp107.pdf>
- Cour-Thimann, P. & Winkler, B. (2012).** The ECB's non-standard monetary policy measures: the role of institutional factors and financial structure. *Oxford Review of Economic Policy*, 28(4), 765–803.
- Creel, J., Hubert, P. & Viennot, M. (2016).** The effect of ECB monetary policies on interest rates and volumes. *Applied Economics*, 48(47), 4477–4501.
- Darracq Paries, M. & De Santis, R. A. (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, 1–34.
- De Bondt, G. (2002).** Retail bank interest rate pass-through: new evidence at the euro area level. European Central Bank, *Working paper* N° 136.
<https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpops/ecbocp107.pdf>

- Eser, F. & Schwaab, B. (2016).** Evaluating the impact of unconventional monetary policy measures: Empirical evidence from the ECB's securities markets programme. *Journal of Financial Economics*, 119(1), 147–167.
- Fourel, V. & Idier, J. (2011).** Risk aversion and Uncertainty in European Sovereign Bond Markets. Banque de France, *Working paper* N° 349. https://publications.banque-france.fr/sites/default/files/medias/documents/working-paper_349_2011.pdf
- Gambacorta, L., & Marques-Ibanez, D. (2011).** The bank lending channel: lessons from the crisis. *Economic Policy*, 26(66), 135–182.
- Gambacorta, L., Hofmann, B. & Peersman, G. (2014).** The effectiveness of unconventional monetary policy at the zero lower bound: A cross-country analysis. *Journal of Money, Credit and Banking*, 46(4), 615–642.
- Georgiadis, G. (2014).** Towards an explanation of cross-country asymmetries in monetary transmission. *Journal of Macroeconomics*, 39(Part A), 66–84.
- Giannone, D., Lenza, M., Pill, H. & Reichlin, L. (2012).** The ECB and the interbank market. *The Economic Journal*, 122(564), F467–F486.
- Gibson, H. D., Hall, S. G. & Tavlas, G. S. (2016).** The effectiveness of the ECB's asset purchase programs of 2009 to 2012. *Journal of Macroeconomics*, 47(Part A), 45–57.
- Goodfriend, M. (2000).** Overcoming the zero bound on interest rate policy. *Journal of Money, Credit and Banking*, 32(4), 1007–1035.
- Goodhart, C. A. E. & Ashworth, J. P. (2012).** QE: a successful start may be running into diminishing returns. *Oxford Review of Economic Policy*, 28(4), 640–670.
- Hesse, H. & Frank, N. (2009).** The effectiveness of central bank interventions during the first phase of the subprime crisis. International Monetary Fund, *Working Paper* N° 09/206. <https://ssrn.com/abstract=1486524>
- Horny, G., Manganelli, S. & Mojon, B. (2016).** Measuring financial fragmentation in the euro area corporate bond market. Banque de France, *Document de travail* N° 582. https://publications.banque-france.fr/sites/default/files/medias/documents/working-paper_582_2016.pdf
- Lenza, M., Pill, H. & Reichlin, L. (2010).** Monetary policy in exceptional times. *Economic Policy*, 25(62), 295–339.
- Leroy, A. & Lucotte, Y. (2015).** Heterogeneous monetary transmission process in the eurozone: Does banking competition matter? *International Economics*, 141, 115–134.
- Leroy, A. & Lucotte, Y. (2016).** Structural and cyclical determinants of bank interest-rate pass-through in the eurozone. *Comparative Economic Studies*, 58(2), 196–225.
- McCallum, B. T. (2000).** Theoretical analysis regarding a zero lower bound on nominal interest rates. *Journal of Money, Credit and Banking*, 32(4), 870–904.
- McGough, B., Rudebusch, G. D. & Williams, J. C. (2005).** Using a long-term interest rate as the monetary policy instrument. *Journal of Monetary Economics*, 52(5), 855–879.
- Mojon, B. (2001).** Structures financières et canal des taux d'intérêt de la politique monétaire dans la zone euro. *Economie & Prévision*, 147(1), 89–115. http://www.persee.fr/doc/ecop_0249-4744_2001_num_147_1_6216
- Peersman, G. (2011).** Macroeconomic effects of unconventional monetary policy in the euro area. Working Paper Series 1397, European Central Bank. <https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpwps/ecbwp1397.pdf?99ef78cb1aa613f60d8716d0db59b585>
- Popov, A. A. & Van Horen, N. (2013).** The impact of sovereign debt exposure on bank lending: Evidence from the European debt crisis. De Nederlandsche Bank, *Working paper* N° 382. https://www.cass.city.ac.uk/__data/assets/pdf_file/0015/171105/19.-Popov-v2.pdf
- Praet, P. (2016).** The ECB and its role as lender of last resort during the crisis. Discours lors de la Conférence « Le prêteur en dernier ressort – une perspective internationale », Comité des marchés financiers. Washington DC, 10 février 2016. <https://www.ecb.europa.eu/press/key/date/2016/html/sp1602010.en.html>
- Saborowski, C. & Weber, M. S. (2013).** Assessing the determinants of interest rate transmission through conditional impulse response functions. International Monetary Fund, *Working Paper*, N° 13/23. http://www.imf.org/~media/Websites/IMF/imported-full-text-df/external/pubs/ft/wp/2013/_wp1323.ashx
- Sorensen, C. K. & Werner, T. (2006).** Bank interest rate pass-through in the euro area: a cross country comparison. European Central Bank, *Working Paper Series* No. 580.

<https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpwps/ecbwp580.pdf?63c54c4f654bbce1b9cdfbe2bea9a100>

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), 91–127.

Trichet, J.-C. (2009). The ECB's enhanced credit support. Keynote address at the university of Munich, Munich Seminar.
<https://www.ecb.europa.eu/press/key/date/2009/html/sp090713.en.html>

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, 7–19.

Valverde, S. C. & Fernández, F. R. (2007). The determinants of bank margins in European banking. *Journal of Banking & Finance*, 31(7), 2043–2063.

Van Leuvensteijn, M., Sorensen, C. K., Bikker, J. A. & Van Rixtel, A. A. (2013). Impact of bank competition on the interest rate pass-through in the euro area. *Applied Economics*, 45(11), 1359–1380.

Wu, J. C., & Xia, F. D. (2016). Measuring the macroeconomic impact of monetary policy at the zero lower bound. *Journal of Money, Credit and Banking*, 48(2-3), 253–291.
