

**POLITIQUE MONETAIRE ET ZONE EURO****JEAN-CHRISTOPHE POUTINEAU**

CREM, UMR CNRS 6211, Université de Rennes I, Rennes, France

**GAUTHIER VERMANDEL**

Université Paris-Dauphine &amp; PSL Research University, Paris, France

Auteur correspondant : Jean-Christophe Poutineau, jean-christophe.poutineau@univ-rennes1.fr

**LA POLITIQUE DE CIBLAGE D'INFLATION DANS LES  
ÉCONOMIES ÉMERGENTES : UNE ÉVALUATION DE  
L'EXPÉRIENCE POLONAISE (1995–2015)**

**Résumé:** Cet article évalue le bilan de la politique monétaire polonaise entre 1995 et 2014 à l'aide du cadre d'analyse de la nouvelle économie keynésienne estimé à l'aide de la méthode du maximum de vraisemblance bayésien. Nos résultats montrent que la Banque Nationale de Pologne a été particulièrement réactive à l'inflation puisque l'élasticité du taux d'intérêt à cette variable est de 1,86. L'analyse de la contribution des différents types de choc à l'évolution macroéconomique trimestrielle polonaise permet de contraster les facteurs déterminant les fluctuations de l'activité de ceux affectant l'évolution trimestrielle de l'inflation. Ainsi, les chocs d'offre et de politique monétaire tendent à expliquer la majeure partie des fluctuations de l'activité tandis que les fluctuations du taux d'inflation proviennent de la combinaison des chocs réels d'offre et de demande. Enfin, une seconde série de résultats, fondés sur une analyse contrefactuelle de la période 1995–2014 permet d'observer que la règle de politique monétaire adoptée par la Banque Nationale de Pologne au cours de cette période ne se distingue pas réellement du scénario "agressif" visant à réagir fortement aux développements inflationnistes et qu'elle a eu un résultat particulièrement efficace sur la stabilisation de l'inflation et de l'activité.

**Mots-clés :** politique monétaire, règle de Taylor, modèle d'équilibre général intertemporel, estimation bayésienne.

**JEL Classification :** F32, F34, F36, F44.

## INFLATION TARGETING IN EMERGING ECONOMIES: THE ASSESSMENT OF THE POLISH EXPERIENCE (1995–2015)

**Abstract:** The aim of this paper is to assess the Polish monetary policy experience between 1995Q1 and 2014Q4 in the light of the three equation new Keynesian model estimated with Bayesian econometrics. Our results show that the National Bank of Poland has performed relatively well in stabilizing activity and inflation as the results observed are very close to the ones obtained under either an aggressive simple interest rule.

**Keywords:** monetary policy, Taylor rule, DSGE model, Bayesian estimation.

### Introduction

La Pologne a débuté sa transition vers l'économie de marché en 1990 dans un cadre macroéconomique particulièrement dégradé (hyperinflation, chômage, forte dette extérieure, cours de la monnaie fortement dégradé...). Une série de réformes structurelles importantes en partie centrées sur le marché des biens et services ont permis à ce pays de décoller économiquement puisqu'à la fin des années 1990, le PIB par tête d'habitant en Pologne représentait environ 40% du PIB moyen. Au-delà des mesures structurelles, la politique monétaire a constitué un pilier important de la transformation économique polonaise. De 1990 à 1995 (adoption du nouveau Zloty) la conduite de la politique monétaire menée par la Banque Nationale de Pologne a été réformée à plusieurs reprises pour lutter contre l'inflation. Ainsi, alors que le taux d'inflation en Pologne était de 250% en 1989, il n'atteignait plus que 21% en 1995. Ce résultat a été atteint en grande partie par un contrôle strict de l'évolution des agrégats monétaires et la mise en œuvre de mesures administratives strictes visant à contrôler la liquidité du secteur bancaire.

Le tournant important de la politique monétaire polonaise se situe sans doute en 1995 avec la mise en circulation d'un nouveau Zloty (suite à une dévaluation de 1 :10 000 par rapport à l'ancienne monnaie). Depuis cette date, en effet, l'indépendance de la banque centrale a été renforcée et la Banque Nationale de Pologne a adopté une stratégie de politique monétaire fondée sur le ciblage de l'inflation (officiellement actée en 1997) et l'utilisation d'instruments de marché. Cette politique de ciblage d'inflation stricte a permis de réduire le taux d'inflation à 1,7% en 2003.

L'objectif de cet article est d'apprécier le bilan de la politique monétaire polonaise depuis les 20 dernières années au travers du cadre d'analyse de la nouvelle économie keynésienne. L'évolution institutionnelle dans lequel s'opère la politique monétaire polonaise et l'utilisation du taux d'intérêt directeur comme mécanisme de transmission des décisions de politique monétaire, permet de procéder à cet exercice à l'aide du modèle de synthèse à trois équations. Ce modèle repose sur une

description du fonctionnement de l'économie fondée sur une relation de Phillips nouvelle keynésienne (du côté offre) et sur une relation IS intertemporelle (du côté de la demande). La politique monétaire est conduite selon une règle simple reliant le taux d'intérêt aux évolutions de l'inflation et de l'output gap. La vision de la politique monétaire menée dans ce cadre correspond à celle prévalant en Pologne selon laquelle (i) l'objectif principal de la politique monétaire était de maintenir un taux d'inflation faible et stable, et. (ii) la conduite des actions de politique monétaire était basée sur le contrôle d'un taux d'intérêt directeur.

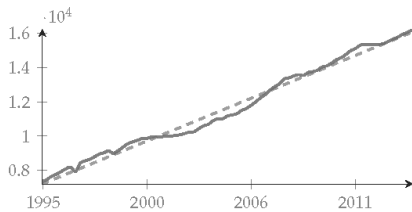
Cet article propose de fait deux séries de résultats. La première partie de l'analyse s'attache à apprécier dans quelle mesure le modèle de synthèse à trois équations permet de capter les caractéristiques de l'économie polonaise. Ce cadre est estimé du premier trimestre 1995 au quatrième trimestre 2014 et les résultats obtenus montrent que la Banque Nationale de Pologne a été particulièrement réactive à l'inflation puisque l'élasticité du taux d'intérêt à cette variable est de 1,86 (pour une valeur théorique généralement postulée à 1,5 dans la littérature) tandis que l'élasticité à l'output gap est de 0,6. En comparant les fonctions impulsionnelles obtenues sur la base de ce modèle avec un modèle BVAR(4) on montre de nombreuses similarités (en particulier pour la transmission des chocs réels d'offre et de demande). L'analyse de la contribution de différents types de choc à l'évolution macroéconomique trimestrielle polonaise permet d'observer (i) que les chocs d'offre et de politique monétaire tendent à expliquer la majeure partie des fluctuations de l'activité (les premiers ayant un effet pro cyclique tandis que les second ont un effet contra cyclique), tandis que (ii) les fluctuations du taux d'inflation proviennent de la combinaison des chocs réels d'offre et de demande. Une seconde série de résultats, fondés sur une analyse contrefactuelle de la période 1995–2014 apprécie le degré d'activisme et les résultats de la politique effectivement menée (et estimée sur la base du cadre d'analyse) à d'autres scénarios. Nous observons que la règle de politique monétaire adoptée par la Banque Nationale de Pologne au cours de cette période ne se distingue pas réellement du scénario "agressif" visant à réagir fortement aux développements inflationnistes et qu'elle a eu un résultat particulièrement efficace sur la stabilisation de l'inflation et de l'activité.

Le reste de l'article est organisé de la manière suivante : la section 1 met en perspective le cadre d'analyse retenu dans cet article en présentant les principaux faits stylisés qui ont caractérisé l'évolution macroéconomique et la conduite de la politique monétaire en Pologne sur la période 1995–2014. La section 2 introduit le cadre d'analyse de l'étude et présente les résultats de l'estimation du modèle obtenus en utilisant la méthode du maximum de vraisemblance bayésien. La section 3 reporte les réponses impulsionnelles du modèle et les compare à celles provenant d'un cadre BVAR(4), apprécie la contribution de différents chocs à l'évolution macroéconomique trimestrielle et compare la politique effectivement menée à des scénarios alternatifs, sur la base d'un exercice contrefactuel. La section 4 conclut.

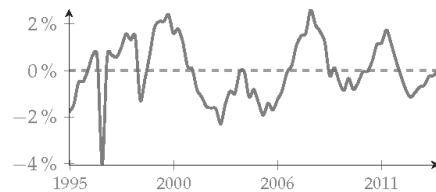
## 1. Faits stylisés et réformes monétaires

La figure 1 résume les performances macroéconomiques de la Pologne du premier trimestre 1995 au quatrième trimestre 2014 en retenant les trois variables clés du modèle de synthèse de la nouvelle économie keynésienne (l'activité, le taux d'inflation et le taux d'intérêt). Comme le soulignent les figures 1a et 1b, le PIB réel a augmenté de manière significative au cours de la période (de  $0,7 \times 10^4$  millions de Zlotys en 1995 à  $1,4 \times 10^4$  en 2015). Toutefois, cette évolution a été caractérisée par de fortes fluctuations autour du trend (en particulier entre 1995 et 1999). L'évolution dynamique de l'inflation et du taux d'intérêt (représentées par les figures 1c et 1d) reflètent quant à elles les conséquences des évolutions institutionnelles qui ont marqué la conduite de la politique monétaire.

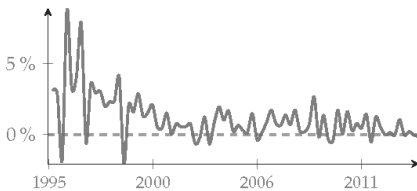
a) PIB réel par tête (bleu) et son trend linéaire (gris)



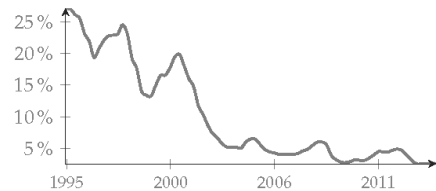
b) Déviations en pourcentages du PIB réel par rapport à son trend



c) Taux d'inflation trimestriel calculé par le déflateur du PIB



d) Taux d'intérêt annuel du marché monétaire



**Figure 1 : Bilan macroéconomique de la Pologne entre 1995 et 2014**

Le taux d'inflation a baissé de manière significative depuis la fin des années 1990 et l'adoption de pratiques nouvelles fondées sur le ciblage de l'inflation a renforcé de manière cruciale ce phénomène. Ces cinq années sont particulièrement intéressantes, le taux d'inflation ayant baissé de 60% à 15%. Une valeur élevée pour les taux d'intérêt (qui ont baissé de 30% en 1995 à 15% en 1999) a été nécessaire pour inverser la dynamique de l'inflation. L'augmentation transitoire de l'inflation en 2000–2001 a été stabilisée par une augmentation temporaire des taux d'intérêt. Ces taux d'intérêt ont ensuite baissé pour amortir le ralentissement de l'activité en 2001–2002. Au terme de 12 ans de désinflation depuis le début de transition en 1990,

le taux d'inflation polonais a atteint un minimum de 1,7 % en 2003. Par la suite, la crise financière qui a débuté en 2007 aux Etats-Unis, a affecté légèrement l'activité polonaise entre 2008 et 2009 ainsi que reporté par l'output gap négatif (même si aucune « cassure » ne peut être observée dans l'évolution à moyen terme en ce qui concerne l'inflation et le taux d'intérêt). Comme expliqué par Lyziak et al. (2011) « la Pologne a reçu provenant de la politique de cohésion européenne qui l'a préservé des effets de la contagion négative provenant de cette crise au niveau international ».

Ces performances macroéconomiques sont en grande partie dues aux mesures de politique monétaire conduites par la Banque Nationale de Pologne. En effet, depuis 1989 la politique monétaire a été un élément important de la stratégie mise en œuvre pour adopter le fonctionnement d'une économie de marché. Deux raisons principales sont généralement invoquées dans la littérature pour expliquer ce poids attribué aux décisions de politique monétaire. Tout d'abord, le début de la période de transition a été marqué par une courte période d'hyper inflation qui a nécessité un contrôle étroit de l'évolution des agrégats monétaires. D'autre part, la Pologne a mis en œuvre une politique d'intégration à l'Union européenne qui a nécessité une réforme en profondeur des mécanismes de mise en œuvre de sa politique monétaire, tant au niveau de ses objectifs que de ses instruments.

Préalablement à la période retenue dans cet article, la Pologne a connu de 1989 à 1995 de fortes transformations économiques qui lui ont permis de mettre en place les bases de sa future politique monétaire. En 1989 la situation de la Pologne était particulièrement dégradée: cette année-là la Pologne n'a pas été capable de rembourser une partie du service de sa dette tout en connaissant une période d'hyper inflation. De 1989 à 1995 l'objectif principal de la Banque Nationale de Pologne a été de faire baisser structurellement le taux d'inflation. Deux chiffres permettent de résumer la réussite de cette politique : le taux annuel d'inflation qui avoisinait 250% en 1989 est tombé à 21% en 1995. Ce bon résultat a été atteint dans un environnement changeant : la baisse initiale du taux d'inflation (de 250% en 1989 à 60,4% en 1991 et 44,3% en 1992) a été obtenue par des réformes importantes centrées sur la dérégulation du marché des biens et services et la réduction du déficit budgétaire et sur une politique monétaire stricte fondée sur un contrôle étroit des agrégats monétaires sur la base de pratiques administratives. La loi bancaire (Banking Act) de 1989 a établi le principe de la banque universelle et le contrôle de la quantité de monnaie en circulation s'est effectuée par l'imposition de réserves obligatoires importantes sur les banques. Cette politique particulièrement violente a été justifiée par la situation de surliquidité bancaire et le sous-développement des marchés financiers en Pologne à cette époque. Le statut et les pratiques de la Banque Nationale de Pologne ont été actualisés une nouvelle fois par la loi bancaire de 1992 qui a renforcé l'indépendance de cette banque centrale. A partir de 1993, l'utilisation d'instruments de marché a commencé à prévaloir dans les interventions de la banque afin de se rapprocher des pratiques conventionnelles qui caractérisaient les

banques centrales européennes. Au cours de cette période des mesures transitoires de contrôle de l'évolution des agrégats monétaires sont toutefois restés en pratiques afin de cadrer l'évolution de l'inflation.

L'analyse menée dans cet article débute en 1995. Cette année est généralement considérée comme un tournant de la politique monétaire polonaise. Tout d'abord, cette date correspond à la finalisation du marché interbancaire en Pologne. D'autre part, une réforme monétaire a été menée avec l'introduction d'un nouveau zloty dont la valeur correspond à 1:10 000 de l'ancien Zloty. Les deux années qui ont suivi cette réforme ont été caractérisées par des changements en profondeur dans la mise en œuvre de la politique monétaire. A partir de 1996, la Banque Nationale de Pologne a fixé des objectifs opérationnels de politique monétaire et à partir de 1997 elle a suivi une politique de ciblage de l'inflation. La loi bancaire de 1997 a renforcé la similarité des procédures de la Banque Nationale de Pologne avec celles adoptées par les banques centrales d'Europe de l'ouest. Ainsi, l'indépendance de la Banque Nationale de Pologne a été renforcée par la mise en place d'un conseil de politique monétaire (auparavant les décisions restaient à la discrétion du président de la banque). Suite à cette loi bancaire, la stabilité des prix est devenue l'objectif prioritaire de la politique monétaire. Au-delà de ce principe général, la Banque Nationale de Pologne a pu à la fois déterminer ses objectifs de politique monétaire et ses instruments.

La politique d'accession de la Pologne comme membre de l'Union européenne (UE) à partir de 1994 a constitué un autre élément qui a renforcé le mécanisme de mise en place de la politique de ciblage d'inflation. En 1994, le traité d'association avec les pays de l'union européenne (signé en 1991) est entré en application. La contrainte sur la stabilisation des prix a été renforcée par le projet de transition vers l'Union Economique et Monétaire. Depuis 1999, la Banque Nationale de Pologne ne prend plus en compte les modifications de la masse monétaire comme objectif de politique monétaire. La "stratégie de politique monétaire à moyen terme" (1999–2003) a eu pour objectif principal de faire baisser le taux d'inflation en dessous de 4% en 2003. La Pologne est devenu membre de l'UE en mai 2004 et la Banque Nationale de Pologne une des composantes du Système Européen de Banques centrales. En février 2004, la Banque Nationale de Pologne a mis en place une nouvelle politique de moyen terme *la stratégie de politique monétaire après 2003* afin de sécuriser la politique de ciblage d'inflation à la suite du processus de désinflation. Durant cette période, la cible d'inflation était fixée à 2,5% (+/-1 point) et la mise en œuvre de la politique monétaire reposant sur l'instrument du taux d'intérêt directeur.

La réaction de la Banque Nationale de Pologne à la crise financière a été assez originale si on la compare à celle des autres banques centrales de pays développés ou émergents. La réaction initiale de la Banque Nationale de Pologne a été de mettre en œuvre des mesures fondées sur la gestion de la liquidité. Toutefois, à la

différence de la Banque Centrale Européenne, elle n'a utilisé que des instruments conventionnels (fondés sur l'usage du taux au jour le jour). Ainsi que le souligne notamment Lyziak et al. (2011), contrairement à d'autres pays, la Pologne a peu senti les effets du krach financier compte tenu de l'ouverture commerciale et financière plus faible que d'autres économies émergentes d'Europe de l'Est. De plus, les fonds perçus de la politique de cohésion européenne ont eu un fort effet stabilisateur et ont permis à la Banque Nationale de Pologne de poursuivre la mise en œuvre d'une politique monétaire conventionnelle.

## 2. Le cadre d'analyse

Cette section présente le cadre théorique et économétrique de l'article. Dans une première sous-section, nous détaillons le cadre d'analyse fondé sur une version log-linéaire du modèle de synthèse de la nouvelle économie keynésienne. Dans une seconde sous-section, nous précisons la démarche économétrique fondée sur l'utilisation du maximum de vraisemblance bayésien introduit pour l'estimation des Modèles d'Equilibre Général Intertemporel Stochastique (MEGIS) par Smets et Wouters (2003, 2007).

### 2.1. Le modèle nouveau keynésien à trois équations

Le modèle de synthèse de la nouvelle économie keynésienne propose une description compacte du fonctionnement de l'économie. Sous forme log linéaire, il combine trois équations : une relation de Phillips nouvelle keynésienne (du côté offre), une relation IS intertemporelle (du côté de la demande) et une règle monétaire simple (telle la règle de Taylor) qui décrit la réaction du taux d'intérêt à l'évolution de l'*output gap* et de l'inflation. Les relations de Phillips et IS sont construites sur des fondements microéconomiques (voir par exemple Poutineau, Sobczak et Vermandel (2015) pour une introduction). La forme retenue dans cet article est une version hybride du cadre de la NEK, prenant en compte des rigidités réelles (habitudes de consommation notamment).

La première équation du modèle (courbe IS intertemporelle) décrit une relation négative entre demande agrégée et taux d'intérêt : en maximisant son bien-être, le ménage va allouer son revenu de façon intertemporelle entre consommation et épargne en fonction du taux d'intérêt par un phénomène de lissage. Une hausse du taux d'intérêt incite le ménage à épargner, alors qu'une baisse l'incite à consommer. Une fois log-linéarisée, l'équation d'Euler qui décrit le comportement de consommation intertemporelle du ménage relie l'écart de production courant ( $\hat{y}_t$ ) à sa valeur passée ( $\hat{y}_{t-1}$ ), à sa valeur future anticipée ( $E_t \hat{y}_{t+1}$ ), au taux d'intérêt réel courant  $\hat{r}_t - E_t \hat{\pi}_{t+1}$  et à un choc de demande  $\varepsilon_t^D$  :

$$\hat{y}_t = \frac{h/\gamma}{1+h/\gamma} \hat{y}_{t-1} + \frac{1}{1+h/\gamma} \hat{y}_{t+1} - \frac{1}{\sigma_C(1+h/\gamma)} (\hat{r}_t - E_t \hat{\pi}_{t+1}) + \varepsilon_t^D \quad (1)$$

Dans cette relation,  $h$  est le niveau d'inertie de l'écart de production (micro-fondé par des habitudes de consommation des ménages),  $\sigma_C > 0$  représente l'élasticité de répartition intertemporelle de la consommation et le choc de demande est un processus autorégressif d'ordre 1 de la forme :  $\varepsilon_t^D = \rho^D \varepsilon_{t-1}^D + \eta_t^D$  (où  $0 \leq \rho^D < 1$  est un terme autorégressif tandis que l'innovation se décrit par  $\eta_t^D \sim N(0, \sigma_D^2)$ ).

La deuxième équation est la nouvelle courbe de Phillips. Comme dans sa version originelle (Phillips 1958), la relation de Phillips combinée à la loi d'Okun permet d'obtenir un lien direct entre écart de production et taux d'inflation. Le fondement microéconomique de cette relation est décrit du point de vue d'une firme proposant un bien différencié imparfaitement substituable aux autres biens dans le panier de consommation des agents. Dans ce cadre de concurrence monopolistique, cette firme ne peut ajuster son prix de vente que de manière discontinue dans le temps (selon le mécanisme de Calvo (1983)) créant de fait une rigidité nominale. Une fois ce comportement agrégé sur l'ensemble des firmes et après log-linéarisation, cette nouvelle courbe de Phillips lie le taux d'inflation courante ( $\hat{\pi}_t$ ) à l'inflation passée ( $\hat{\pi}_{t-1}$ ), à l'inflation anticipée ( $E_t \hat{\pi}_{t+1}$ ), à l'écart de production ( $\hat{y}_t$ ) et à un choc d'offre qui pousse les prix à la hausse ( $\varepsilon_t^S$ ). Elle a la forme suivante :

$$\hat{\pi}_t = \frac{\xi}{1 + \beta \xi \gamma^{1-\sigma}} \hat{\pi}_{t-1} + \frac{\beta \gamma^{1-\sigma}}{1 + \beta \xi \gamma^{1-\sigma}} E_t \hat{\pi}_{t+1} + \kappa \left[ (\sigma_C + \sigma_L) \hat{y}_t - \left( \sigma_C \frac{h}{\gamma} \right) \hat{y}_{t-1} \right] + \varepsilon_t^S \quad (2)$$

Dans cette équation,  $\kappa = \frac{(1-\theta)(1-\theta\beta\gamma^{1-\sigma})}{\theta(1+\theta\beta\gamma^{1-\sigma})}$ , le paramètre représente le degré de

persistance de l'inflation tel que décrit par Clarida, Gali et Gertler (1999),  $0 < \beta < 1$  est le facteur d'escompte,  $0 \leq \theta < 1$  est le degré de rigidité des prix tandis que  $\sigma_L > 0$  est l'élasticité frischiennne. Le choc d'offre est un processus autorégressif d'ordre 1 de la forme :  $\varepsilon_t^S = \rho^S \varepsilon_{t-1}^S + \eta_t^S$  où  $\rho^S$  est le terme autorégressif tandis que l'innovation se décrit par  $\eta_t^S \sim N(0, \sigma_S^2)$ . Ce choc capte tous les mouvements de prix exogènes au modèle tels que les chocs sur le prix des matières premières.

Dans ce cadre, la règle monétaire suivie par les autorités permet de préciser l'équilibre du modèle. Deux types de règles monétaires sont prises en compte : les règles simples (qui décrivent la manière dont la politique monétaire est menée de manière pragmatique par les banques centrales) et les règles de politique monétaire optimale (qui décrivent comment la politique monétaire devrait être menée sur la base d'une maximisation du bien-être des agents).



La règle simple traditionnellement prise en compte dans les modèles de la NEK est la règle de Taylor, qui relie le taux d'intérêt nominal choisi par la Banque centrale au taux d'inflation et au niveau d'output gap de l'économie. Cette règle s'écrit :

$$\hat{r}_t = \rho \hat{r}_{t-1} + (1 - \rho) (\phi^\pi \hat{\pi}_t + \phi^y \hat{y}_t) + \varepsilon_t^R \quad (3)$$

Dans cette règle, le paramètre  $0 \leq \rho < 1$  mesure le degré de lissage du taux d'intérêt  $\phi^\pi \geq 1$ , est le degré de réaction de la politique monétaire au taux d'inflation  $\phi^y \geq 0$  et à l'écart de production. Le choc de taux d'intérêt  $\varepsilon_t^R$  est un processus autorégressif d'ordre 1 de la forme :  $\varepsilon_t^R = \rho^R \varepsilon_{t-1}^R + \eta_t^R$  où  $0 \leq \rho^R < 1$  est le terme autorégressif tandis que l'innovation se décrit par  $\eta_t^R \sim N(0, \sigma_R^2)$ . Ce choc capte toutes décisions de politique monétaire qui sortent de la partie déterministe de la règle de taux. Un aspect important de celle-ci est le degré de réaction à l'inflation  $\phi^\pi$  : si ce degré est inférieur à 1, la politique monétaire ne réagit plus suffisamment à l'inflation pour la stabiliser, plongeant l'économie dans une spirale inflationniste. En revanche, une valeur de ce paramètre supérieure à 1 implique qu'une variation du taux d'intérêt nominal se traduit par un ajustement du taux d'intérêt réel plus que proportionnel dans le même sens, ce qui a un effet stabilisateur.

## 2.2. Estimation

Dans l'estimation, nous retenons des données trimestrielles sur l'économie polonaise entre 1995T1 et 2014T4. Notre échantillon est relativement court, la collecte de données pour des économies issues du bloc soviétique ayant commencé de manière scrupuleuse essentiellement après 1995. Cette période retenue pour l'analyse combine trois avantages : tout d'abord, il permet d'exclure la période de transition post socialiste au cours de laquelle la lutte contre l'hyperinflation puis l'inflation a été fondée sur la mise en œuvre de pratiques administratives strictes visant à contrôler l'offre de monnaie. Cette politique ne correspondant pas au cadre d'analyse introduit dans la section précédente. Ensuite, cette période couvre une pratique de politique monétaire fondée sur l'utilisation conventionnelle du taux d'intérêt comme instrument de transmission des décisions de politique monétaire au marché. Enfin, les données utilisées dans l'estimation couvrent la période de crise qui a débuté en 2007 et tient compte de la crise souveraine en Grèce. Nous utilisons le PIB, le déflateur du PIB et le taux d'intérêt nominal fixé par la Banque centrale.

Le tableau 1 présente un résumé de l'analyse des séries temporelles pour les trois variables clefs de l'analyse effectuée avant le travail d'estimation bayésienne. En utilisant deux tests standards de racine unitaire (le test Dickey Fuller augmenté et le test Phillips Perron), nos résultats confirment que les séries brutes contiennent une racine unitaire (ce qui est généralement le cas du PIB et des prix qui évoluent le long d'une tendance). Les résultats du test pour le taux d'intérêt du marché sont peu clairs

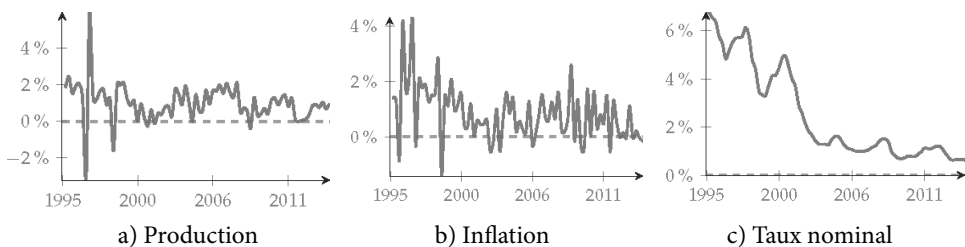
mais le test Dickey Fuller augmenté suggère que cette variable n'est pas stationnaire. Cette caractéristique dans le cas polonais peut sans doute s'expliquer par le fait que la décroissance du taux d'inflation observée à moyen terme dans cette économie a été obtenue pour partie par la mise en œuvre d'une politique de taux d'intérêt suivant une tendance décroissante. Pour rendre les variables stationnaires, nous avons mesuré l'inflation en log et en différence première. Pour le PIB, nous avons procédé en deux temps. Nous avons tout d'abord divisé la série brute par la population, puis, dans un second temps, nous l'avons exprimée en log puis en différence première. Pour l'exercice d'ajustement, le taux d'intérêt a été converti en moyenne trimestrielle.

**Tableau 1 : Tests de racine unitaire**

		Test ADF	Test de Phillips-Perron
Avant transformation :	$Y_t$	-1,1545	11,233
	$P_t$	-2,5772	5,9186
	$R_t$	-1,8934	-4,0973***
Après transformation :	$\Delta \log(Y_t/(P_t L_t))$	-9,5764***	-4,4605***
	$\Delta \log(P_t)$	-10,299***	-6,0370***
	$R_t/4$	-1,8934	-4,0973***

Note : tous les tests utilisent un lag. \*, \*\* et \*\*\* sont les seuils de significativité à 10%, 5% et 1%. Le PIB nominal est, le déflateur du PIB est, le taux d'intérêt est et enfin la population.

La figure 1 illustre les séries transformées utilisées dans l'exercice d'ajustement. Cette figure révèle que la transformation des données a permis de rendre les trois séries stationnaires. Ces trois graphiques permettent de résumer simplement l'évolution macroéconomique observée sur l'intégralité de la période de l'analyse. Le taux de croissance de la production réelle par tête tend à fluctuer autour d'un taux de croissance moyen de 1% par trimestre, avec un décrochage notable autour de 2008 correspondant aux conséquences de la crise financière. L'évolution des prix sur la période souligne très nettement la baisse du taux d'inflation à partir du début des années quatre-vingt, puis sa stabilisation à un niveau faible à compter de la fin des années 90. L'évolution du taux d'intérêt est comparable puisque celui-ci baisse sur l'ensemble de la période.



**Figure 2 : Séries utilisées dans l'estimation**

Dans notre analyse, une partie des paramètres structurels du modèle est calibrée<sup>1</sup>. En relation avec les valeurs communément retenues dans la littérature, nous calibrons le facteur d'actualisation  $\beta$  à 0.995 et la substituabilité des biens à 6 (ce paramètre n'étant pas correctement identifié car il disparaît lors de la log-linéarisation du modèle). Les paramètres qui affectent les dynamiques conjoncturelles sont estimés par le maximum de vraisemblance bayésien (Miao (2014) ou An and Schorfheide (2007)). Cette méthode combine la vraisemblance du modèle économétrique avec des croyances a priori sur les paramètres du modèle et leur distribution de probabilité. Cette approche s'est imposée à la suite des travaux de Smets et Wouters (2003) montrant qu'un MEGIS avec suffisamment de paramètres estimables, de chocs et de rigidités est capable d'expliquer les fluctuations macroéconomiques de la zone euro aussi bien qu'un VAR non-contraint. Une autre raison justifiant l'emploi de l'inférence Bayésienne, vient de ce que les MEGIS sont mal spécifiés et que l'information contenue dans les données est insuffisante. L'ajout de croyances a priori permet de pallier à ces carences informationnelles. Le modèle est relié aux données en utilisant les trois équations de mesures suivantes :  $y_t^{obs} = \hat{y}_t - \hat{y}_{t-1}$ ,  $\pi_t^{obs} = \hat{\pi}_t$  et  $r_t^{obs} = \hat{r}_t$ , où  $y_t^{obs}$ ,  $\pi_t^{obs}$  et  $r_t^{obs}$  représentent les vecteurs de données du taux de croissance du PIB, le taux d'inflation et le taux d'intérêt nominal respectivement dont la moyenne a été retirée.

Les croyances a priori ont été fixées en relation avec les hypothèses traditionnellement retenues dans la littérature. Outre le choix d'un a priori sur la valeur du paramètre, la démarche économétrique nécessite le choix d'une distribution de probabilité pour le paramètre. En suivant la littérature, et selon les cas, nous retenons l'une des quatre distributions suivantes : la distribution normale (noté N), la distribution Beta (noté B, pour les paramètres compris entre 0 et 1), la distribution gamma inverse (noté IG, destinés à l'estimation de la variance des chocs, ce qui assure des a priori relativement diffus et sur un support positif) et la distribution Gamma (G, pour des a priori encore plus diffus sur un support également positif). La signification de chacun des paramètres estimés, sa valeur et son écart-type sont reportés dans le tableau 2.

Nos résultats sont globalement standards en dépit de la taille réduite de l'échantillon utilisé dans l'exercice d'estimation. De manière générale, tous les paramètres structurels sont bien identifiés (la distribution à postériori étant différente de la distribution à postériori, témoignant de l'apport de l'information véhiculée par les séries). On peut ainsi comparer nos valeurs estimées avec les résultats obtenus par Kolasa (2009), sachant que notre estimation prend en compte une période plus longue et intègre les conséquences de la crise financière de 2007 et que nous ne tenons pas compte de l'ouverture de l'économie polonaise. Ainsi nous obtenons des

<sup>1</sup> Certains paramètres sont réputés mal identifiés, c'est-à-dire que lors de l'inférence bayésienne, les données n'apportent aucune information pour déterminer la valeur estimée de ces paramètres. Dès lors, il est convenu de calibrer ces paramètres plutôt que de tenter en vain de les estimer.

**Tableau 2 : Distribution des priors et posteriors pour les paramètres structurels et chocs structurels**

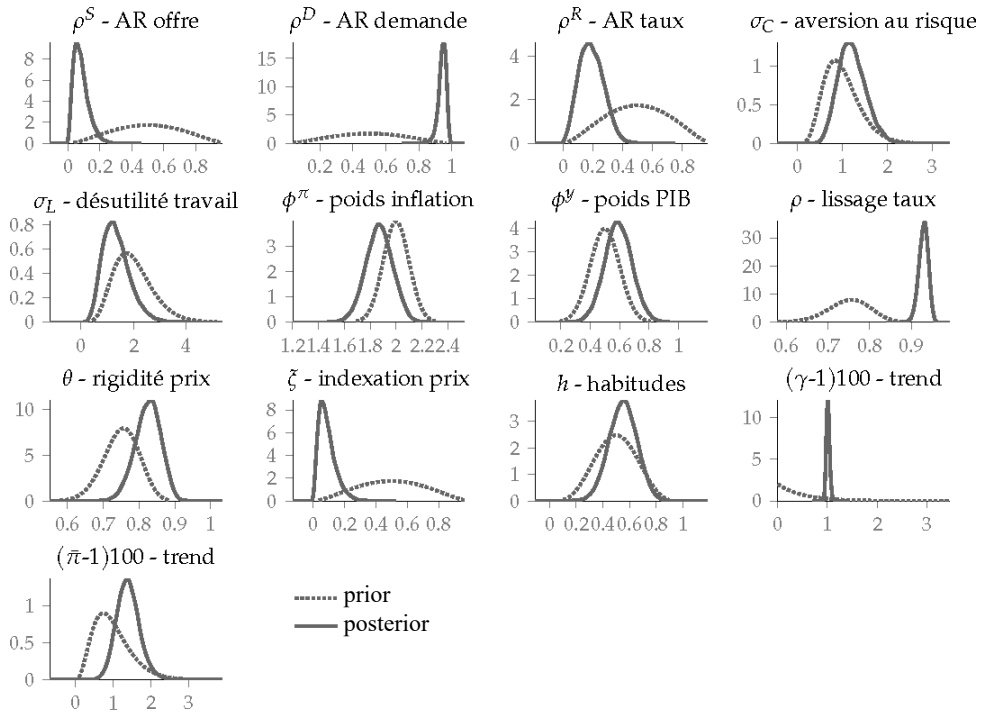
Spécification		Distribution des Priors			Distribution des Posteriors		
		Forme	Moy.	E.T.	Mode	Moy.	[5%;95%]
<u>Paramètres Structurels</u>							
Aversion au risque	$\sigma$	G	1,50	0,37	1,14	1,22	[0,72;1,70]
Courbure du travail	$\varphi$	G	2,00	0,75	1,14	1,34	[0,52;2,13]
Poids de l'inflation	$\phi^\pi$	N	2,00	0,15	1,86	1,87	[1,70;2,04]
Poids de la production	$\phi^y$	N	0,50	0,10	0,60	0,59	[0,43;0,74]
Lissage du taux	$\rho$	B	0,75	0,05	0,94	0,93	[0,91;0,95]
Rigidité nominale	$\theta$	B	0,75	0,05	0,83	0,82	[0,77;0,88]
Indexation des prix	$\xi$	B	0,50	0,20	0,05	0,09	[0,01;0,17]
Habitudes de conso.	$h$	B	0,50	0,15	0,54	0,55	[0,38;0,73]
<u>Trends</u>							
Productivité du travail	$(\alpha - 1)100$	G	1,00	0,50	1,01	1,01	[0,95;1,07]
Inflation	$(\bar{\pi} - 1)100$	G	1,00	0,50	1,43	1,40	[0,88;1,87]
<u>Processus de choc</u>							
Ecart type - offre	$\sigma_s$	IG	0,10	2,00	1,54	1,56	[1,31;1,80]
Ecart type - demande	$\sigma_D$	IG	0,10	2,00	0,13	0,15	[0,10;0,20]
Ecart type - taux	$\sigma_R$	IG	0,10	2,00	0,30	0,31	[0,26;0,36]
Terme AR - offre	$\rho^S$	B	0,50	0,20	0,05	0,08	[0,01;0,15]
Terme AR - demande	$\rho^D$	B	0,50	0,20	0,95	0,94	[0,90;0,98]
Terme AR - taux	$\rho^R$	B	0,50	0,20	0,18	0,19	[0,06;0,32]
Log vraisemblance					-360,81	-360,58	

Note : N représente une distribution Normale, G une distribution de Gamma, B de Beta and IG une Gamma Inverse.

valeurs plus faibles pour l'indice d'aversion au risque de consommation  $\sigma$  (1,22 au lieu de 1,79 chez Kolasa), pour le paramètre de désutilité du travail  $\phi$  (1,34 au lieu de 1,93 chez Kolasa), pour l'élasticité du taux d'intérêt au taux d'inflation  $\phi^\pi$  (1,87 au lieu de 2,12 chez Kolasa). A l'inverse, nous obtenons une valeur plus élevée pour l'élasticité du taux d'intérêt à l'output gap  $\phi^y$  (0,59 au lieu de 0,26 chez Kolasa), pour l'autocorrélation du taux d'intérêt  $\rho$  (0,93 au lieu de 0,78 chez Kolasa) et pour le paramètre de loterie de Calvo.

La figure 3 trace les distributions a priori et donne également les estimations a posteriori<sup>2</sup> pour chacun des paramètres afin d'offrir une inspection visuelle rapide de l'information véhiculée par les séries dans l'estimation des paramètres. Comme

<sup>2</sup> La distribution a posteriori combine la fonction de vraisemblance avec les informations a priori. Pour calculer la distribution a posteriori afin d'évaluer la vraisemblance marginale du modèle, l'algorithme de Metropolis-Hastings est employé. Pour ce faire, un échantillon de 50 000 tirages a été généré, en négligeant les premiers 10 000. Le facteur d'échelle a été fixé à 0,40 afin d'offrir des



**Figure 3 : Distributions a priori et a posteriori des paramètres du MEGIS**

reporté dans la figure 3, les seuls paramètres pour lesquels les deux distributions semblent coïncider sont les paramètres reliés à la fonction d'utilité qui sert de base aux formes linéaires du modèle et les paramètres de la règle de Taylor. Ces caractéristiques ont déjà affecté des études précédentes (An et Schorfiede (2007) et Kolasa (2009)).

### 3. Une évaluation de la politique monétaire polonaise

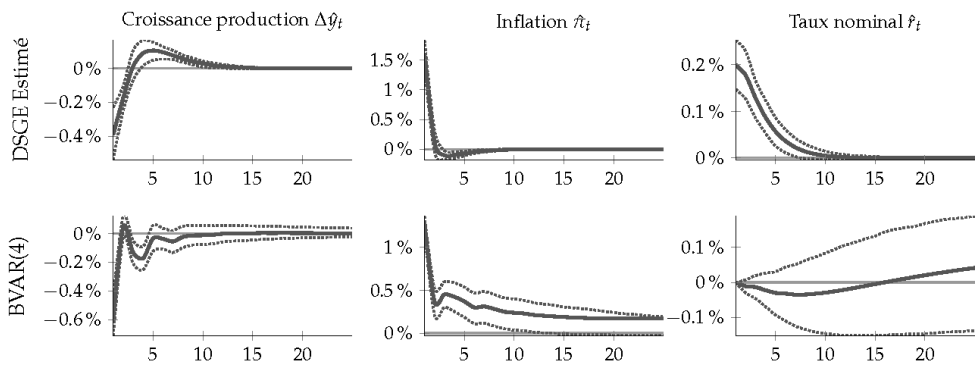
Dans cette section nous utilisons le modèle estimé afin d'apprécier la performance de la politique monétaire polonaise au vu de l'analyse de la nouvelle économie keynésienne telle que décrite par le modèle à trois équations. Nous procédons en trois temps. Dans une première sous-section, nous nous intéressons aux fonctions de réponses impulsionnelles obtenues par le modèle que nous comparons à celles obtenues par un BVAR(4). Dans une seconde sous-section, nous apprécions la contribution de différents chocs à l'évolution macroéconomique (fluctuations trimestrielles de l'output gap et du taux d'inflation). Dans une troisième sous-section

taux d'acceptation proche de 30 pour cent. La convergence a été évaluée à l'aide des statistiques de convergence à plusieurs variables.

nous procédons à un exercice contrefactuel de politique monétaire afin d'apprécier l'évolution macroéconomique qui aurait pu être obtenue par une règle plus stricte ou plus laxiste que celle estimée sur la période.

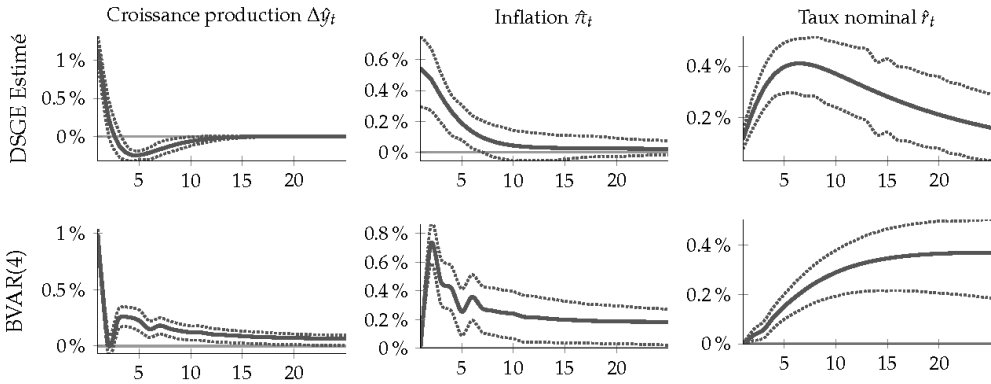
### 3.1. Réponses impulsionnelles du MEGIS

Dans cette sous-section, on apprécie dans quelle mesure le modèle estimé reflète la diffusion des chocs d'offre et de demande en comparant les fonctions de réponse impulsionnelles bayésiennes du modèle à celles obtenues à l'aide d'un BVAR(4). Pour le MEGIS, on reporte les réponses simulées à la suite d'un choc dont la taille est donnée par l'écart-type calculé par le modèle. Sur la forme, toutes les réponses du MEGIS sont en accord avec celles généralement obtenues dans la littérature.



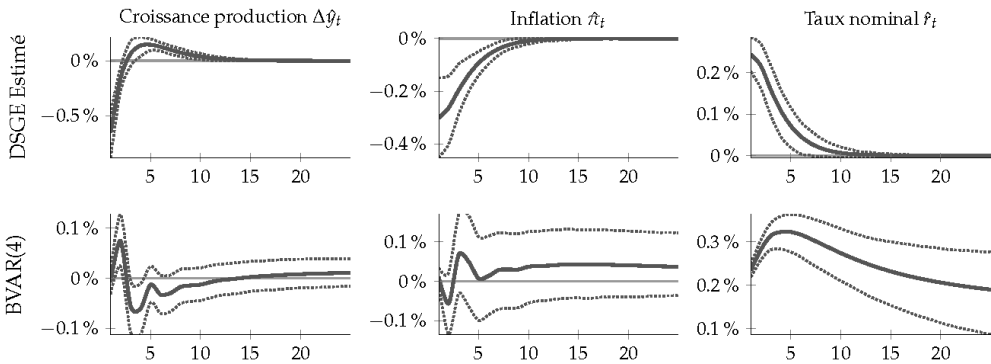
**Figure 4 : Réponse à un choc d'offre avec le modèle à 3 équations et le modèle BVAR(4) avec un interval à 90%**

La figure 4 décrit les conséquences d'un choc positif de marge ( $\eta^D > 0$ ) qui induit une augmentation de l'inflation. Ce choc permet de représenter les déterminants de l'inflation exogènes au modèle (tels que les chocs sur le prix de l'énergie). Dans le cadre de synthèse retenu dans cet article, ce choc affecte négativement l'activité réelle et augmente le taux d'inflation. Il conduit la banque centrale à augmenter son taux d'intérêt afin de lutter contre l'inflation, ce qui affecte négativement l'activité via la relation IS (le taux d'intérêt réel diminue compte tenu de la réaction plus que proportionnelle du taux d'intérêt nominal au choc d'inflation). La vitesse de retour des agrégats à leur valeur d'équilibre est en partie retardée par la valeur du coefficient d'autocorrélation du choc d'offre, qui est élevée. La fonction impulsionnelle calculée sur la base du BVAR(4), met en évidence une baisse de l'activité qui disparaît au terme de deux trimestres (l'intervalle de confiance heurtant l'axe des abscisses au troisième trimestre). Cet effet est en ligne avec la réaction du MEGIS. Les résultats sont aussi comparables pour le taux d'inflation. Par contre, le résultat du BVAR(4) n'est pas significatif pour le taux d'intérêt.



**Figure 5 : Réponse à un choc de demande avec le modèle à 3 équations et le modèle BVAR(4) avec un interval à 90%**

La figure 5 décrit les conséquences d'un choc positif de demande ( $\eta^R > 0$ ) qui affecte la relation IS du modèle. Ce choc prend en compte les innovations associées des chocs de politique budgétaire ou de préférence des agents qui ne sont pas pris en compte la partie déterministe de la relation IS. Comme documenté de manière standard dans la littérature, un choc de demande positif conduit à une augmentation de l'activité et du taux d'inflation dans l'économie, cette dernière étant nécessaire au maintien de l'équilibre sur ce marché. Cette augmentation du taux d'inflation conduit la banque centrale à augmenter son taux d'intérêt, ce qui a un effet positif sur le taux d'intérêt réel. Au fur et à mesure que le temps passe, cette réaction de politique monétaire amortit l'inflation et referme l'output gap. De manière significative, les résultats obtenus pour le MEGIS et le BVAR (4) sont comparables pour le choc de demande, que ce soit en termes d'amplitude ou de persistance.



**Figure 6 : Réponse à un choc de taux d'intérêt avec le modèle à 3 équations et le modèle BVAR(4) avec un interval à 90%**

La Figure 6 décrit les conséquences d'un choc positif de taux d'intérêt ( $\eta^R > 0$ ). Ce choc a un effet clairement déflationniste (forte réduction du taux d'inflation et baisse du PIB) compte tenu de la forte hausse du taux d'intérêt réel qui affecte négativement à la fois la consommation des ménages (qui retardent leurs décisions d'achat) et l'investissement des entreprises. La comparaison des résultats du MEGIS et du BVAR (4) illustre un problème récurrent de ce type d'exercice puisque nous ne trouvons aucune réponse significative, si ce n'est pour le taux d'intérêt.

### 4.3.2. Décomposition du cycle économique

Comme présenté dans la figure 7, nous reportons la contribution relative des trois types de chocs aux fluctuations trimestrielles de l'activité et de l'inflation. Dans la partie haute de cette figure, la courbe solide reporte l'évolution du PIB et les composantes de l'histogramme associé à chaque date la contribution positive ou négative des chacun des trois chocs. Comme on le voit, le pouvoir explicatif du modèle est assez bon (la partie foncée soulignant la composante non expliquée de la fluctuation du PIB étant réduite). Cette évolution trimestrielle du PIB est principalement expliquée dans notre modèle par les chocs d'offre et de politique monétaire, les chocs de demande ayant une contribution marginale. Dans cette figure on peut ainsi distinguer deux sous périodes : avant 2000 la taille des chocs est assez importante, alors qu'elle apparaît plus limitée par la suite. Ensuite, la crise

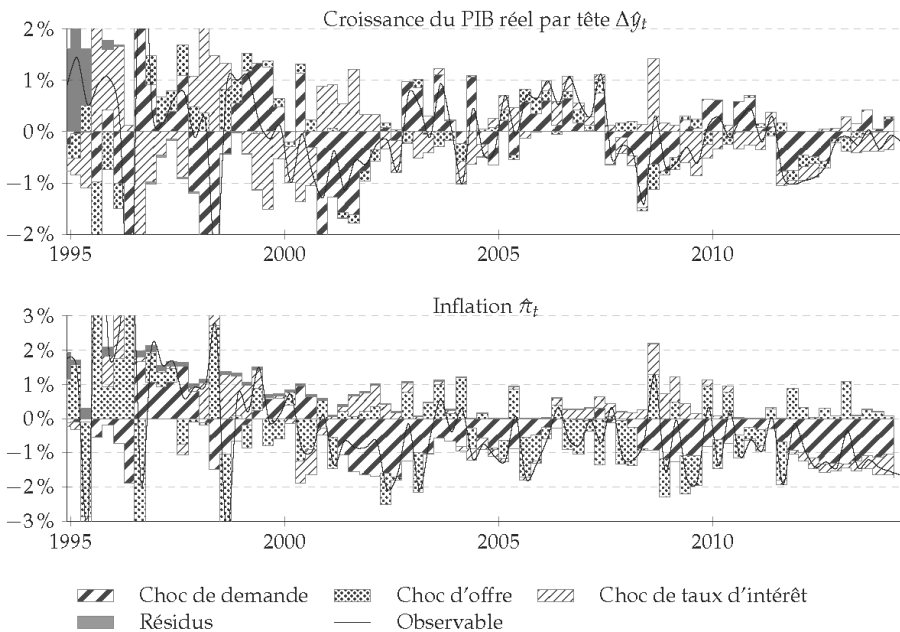


Figure 7 : Décomposition historique



financière a un effet dépressif sur le taux de croissance du PIB mais de manière transitoire. Ainsi le pic de la crise est observé lors du troisième trimestre 2008 et il combine un effet négatif des trois chocs.

Dans la partie basse de la figure 7 – qui décrit les fluctuations de l'inflation – on observe aussi les deux sous périodes de manière assez claire. Comme pour l'activité, la taille des chocs est assez importante avant 2000, alors qu'elle apparaît plus réduite après cette date. À l'inverse de l'activité, les chocs de demande ont un impact important sur les fluctuations de l'inflation. Depuis le premier trimestre 2001, avec un impact très clairement négatif entre 2001 et 2014. En contraste, la contribution des chocs d'offre est plus volatile tandis que les chocs de politique monétaire ont un impact plus limité depuis 2001.

Le tableau 3 décrit la décomposition de la variance du taux de croissance, d'inflation et du taux d'intérêt sur l'ensemble de la période. Comme reporté, les chocs d'offre ont un impact majeur sur l'activité et l'inflation puisqu'ils expliquent respectivement plus de 63% et de 75% de celle-ci. Les chocs de demande ont un effet essentiellement sur la variabilité du taux d'intérêt (ils expliquent plus de 88% de la variance de cette variable sur la période). Les chocs de taux d'intérêt ont enfin un impact notable sur la variabilité du taux de croissance (en expliquant presque 25% de la variabilité de cet indicateur).

**Tableau 3 : Décomposition de la variance inconditionnelle**

Spécification	Chocs d'offre $\varepsilon_t^S$	Chocs de demande $\varepsilon_t^D$	Chocs de taux d'intérêt $\varepsilon_t^R$
$\Delta \hat{y}_t$	33,07%	9,82%	57,12%
$\hat{\pi}_t$	85,17%	9,48%	5,35%
$\hat{r}_t$	0,34%	99,45%	0,21%

La figure 8 documente la contribution de chacun des trois chocs sur la variabilité de l'activité, de l'inflation et du taux d'intérêt, en fonction de l'horizon temporel retenu. Cette analyse permet d'apprécier la stabilité de la contribution relative de chacune des trois innovations. Comme on peut le voir dans le premier histogramme la décomposition de la variance de l'activité est très peu impactée par l'horizon temporel. Au fur et à mesure que le temps passe, la contribution des chocs de demande augmente pour expliquer la variance de l'inflation, même si la contribution du choc d'offre reste cruciale (puisque'il explique plus de 75% de la fluctuation totale de l'inflation). Comme le souligne le troisième histogramme, la contribution des chocs à la variance du taux d'intérêt est fortement affectée par l'horizon temporel retenu. En effet, même si les chocs de politique monétaire peuvent expliquer la moitié des fluctuations de cette variable au cours du premier trimestre, il ne représente que 5% de celle-ci à long terme. En contraste, la contribution du choc de demande devient cruciale pour expliquer les fluctuations du taux d'intérêt à l'horizon d'une année.

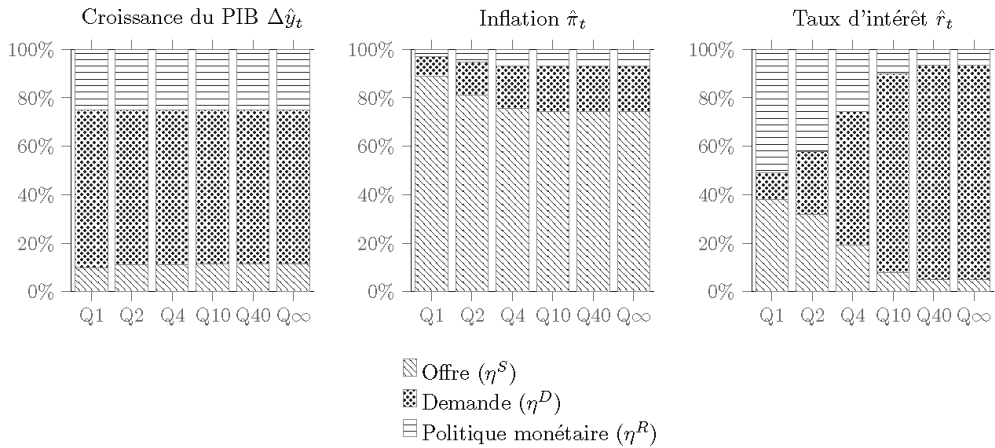
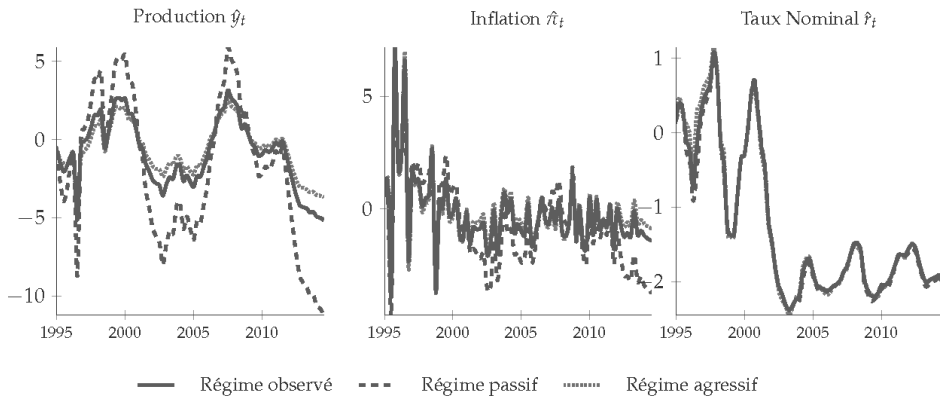


Figure 8 : Décomposition de la variance de l'erreur de prévision

### 3.3. Exercice contrefactuel

Les MEGIS offrent un cadre d'analyse consistant pour mener des exercices contrefactuels (c'est à dire explorer des scénarios alternatifs dans la conduite des décisions de politique monétaire) sur la base de l'estimation menée dans la Section 3. Notre objectif est de comparer la performance macroéconomique atteinte par la Pologne sur la base de la règle de Taylor estimée au cours de l'analyse à deux autres politiques : une politique agressive qui impose un poids élevé à la fois sur l'inflation et l'activité ( $\phi^\pi = 2,5$  and  $\phi^y = 1$ ) et une politique passive ( $\phi^\pi = 1,5$  and  $\phi^y = 0$ ) qui néglige l'effet des variations du taux d'intérêt sur l'activité tout en suivant le principe de Taylor revenant à autoriser une réaction du taux d'intérêt nominale plus que proportionnelle à l'inflation, afin d'agir sur le taux d'intérêt réel et stabiliser les prix. Sur la base de ces deux règles alternatives, on apprécie dans quelle mesure la politique effectivement mise en oeuvre en Pologne a pu améliorer ou détériorer la situation macroéconomique de ce pays au cours de la période 1995–2014.

La figure 9 reporte l'effet des trois politiques sur l'évolution temporelle de l'activité, de l'inflation et du taux d'intérêt. La politique estimée est reportée en traits pleins, la politique passive en pointillés et la politique agressive en traits discontinus. Comme on peut le voir, la politique passive aurait eu un effet assez défavorable sur les fluctuations de l'activité et du taux d'inflation par rapport à la politique qui a effectivement été menée (en fait estimée sur la base de notre modèle). A l'inverse les résultats atteints avec la politique effective sont très proches de ceux observés sous la règle agressive. Enfin, comme le montre le troisième graphique de la figure 9, les trois types de règle de politique monétaire semblent avoir le même effet sur l'évolution du taux d'intérêt (même si les fluctuations observées depuis 2004 apparaissent légèrement plus importantes sous une règle agressive).



**Figure 9 : Chemins contrefactuels pour la production, l'inflation et le taux nominal selon différents régimes: observé, passif et agressif**

**Tableau 4 : Ecart-type généré par le modèle estimé, le régime passif et le régime agressif**

Spécification	Ecart type					
	conditionnel (périod 1995–2014)			inconditionnel		
	estimé	passif	agressif	estimé	passif	agressif
pIB	2,16	4,54	1,63	2,99	6,18	2,25
Inflation	1,63	1,98	1,59	1,87	2,67	1,75
Taux	0,98	0,97	1,01	1,46	1,46	1,48

Le tableau 4 reporte les écarts types de l'activité, de l'inflation et du taux d'intérêt générés par le modèle sous chaque scénario de politique monétaire. Deux séries de résultats sont proposées: l'écart type conditionnel (généré en retenant la période 1995–2014) ou l'écart type asymptotique. Deux séries de conclusions peuvent être tirées de ce tableau. Tout d'abord, malgré la taille réduite de l'échantillon les performances conditionnelles et asymptotiques restent assez proches (ou du moins elles donnent le même classement dans les contributions relatives). En relation avec les conclusions tirées de l'analyse de la figure 9, les écarts types de l'activité et de l'inflation sont plus fortes (respectivement 4,54 et 1,98) sous le régime passif, tandis que les résultats obtenus sous le régime agressif (respectivement 1,63 et 1,59) sont en grande partie comparables avec les résultats obtenus dans notre analyse sur la base de la règle simple estimée par le modèle à trois équations (respectivement 2,16 et 1,63). Enfin, comme observé précédemment, le choix du régime de politique monétaire n'a pas d'effet notable sur la volatilité du taux d'intérêt nominal. Ainsi la règle simple estimée pour la Banque Nationale de Pologne sur la période 1995–2014 a eu des effets comparables à une règle agressive et a amorti de manière significative les fluctuations de l'activité au cours de la période considérée dans cet article.

## Conclusion

L'objectif de cet article a été d'apprécier le bilan de la politique monétaire polonaise entre 1995 et 2014 à l'aide du cadre d'analyse de la nouvelle économie keynésienne. Nous avons estimé ce modèle et les résultats obtenus montrent que la Banque Nationale de Pologne a été particulièrement réactive à l'inflation puisque l'élasticité du taux d'intérêt à cette variable est de 1,86 (pour une valeur théorique généralement postulée à 1,5 dans la littérature) tandis que l'élasticité à l'output gap est de 0,6. L'analyse de la contribution des différents types de choc à l'évolution macroéconomique trimestrielle polonaise a permis de contraster les facteurs déterminant les fluctuations de l'activité de ceux affectant l'évolution trimestrielle de l'inflation. Ainsi, les chocs d'offre et de politique monétaire tendent à expliquer la majeure partie des fluctuations de l'activité tandis que les fluctuations du taux d'inflation proviennent de la combinaison des chocs réels d'offre et de demande.

Nos résultats sont comparables à ceux obtenus par Brzoza (2006) à l'aide d'un SVAR sur une période de temps plus courte et confirment l'importance d'une politique monétaire stricte comme instrument utile à la stabilisation de la conjoncture dans une économie émergente. L'utilisation d'un MEGIS présente un intérêt supplémentaire, puisqu'il permet de proposer une appréciation objective des résultats de la politique monétaire en les comparant à des scénarios idéalisés. Une seconde série de résultats, fondés sur une analyse contrefactuelle de la période 1995–2014 a permis d'observer que la règle de politique monétaire adoptée par la Banque Nationale de Pologne au cours de cette période ne se distingue pas réellement du scénario "agressif" visant à réagir fortement aux développements inflationnistes et qu'elle a eu un résultat particulièrement efficace sur la stabilisation de l'inflation et de l'activité.

## Références

- An, S., Schorfheide, F., 2007, *Bayesian Analysis of DSGE Models*, *Econometric Reviews*, 26 (2–4), pp. 113–172.
- Brzoza-Brzezina, M., 2006, *The Information Content of the Neutral Rate of Interest*, *Economics of Transition* 14 (2), pp. 391–412.
- Calvo, G.A., 1983, *Staggered Prices in a Utility-maximizing Framework*, *Journal of Monetary Economics* 12 (3), pp. 383–398.
- Clarida, R., Gali, J., Gertler, M., 1999, *The Science of Monetary Policy: A New Keynesian Perspective*, *Journal of Economic Literature* 37, pp. 1661–1707.
- Kolasa, M., 2009, *Structural Heterogeneity or Asymmetric Shocks? Poland and the Euro Area Through the Lens of a Two-country DSGE Model*, *Economic Modelling* 26 (6), pp. 1245–1269.

- 
- Lyziak, T., Przystupa, J., Stanislawska, E., Wrobel, E., 2011, *Monetary Policy Transmission Disturbances during the Financial Crisis : A Case of an Emerging Market Economy*, Eastern European Economics, 49 (5), pp. 75–96.
- Miao, J., 2014, *Economic Dynamics in Discrete Time*, MIT Press.
- Poutineau J.-C., Sobczak K., Vermandel G. (2015), *The Analytics of the New Keynesian 3-equation*, Poznan University Economic Review, vol. 1(2), pp. 110–129.
- Smets, F., Wouters, R., 2003, *An Estimated Dynamic Stochastic General Equilibrium Model of the Euro Area*, Journal of the European Economic Association, 1 (5), pp. 1123–1175.
- Smets, F., Wouters, R., 2007, *Shocks and Frictions in Us Business Cycles: A Bayesian DSGE Approach*, American Economic Review, 97 (3), pp. 586–606.