



Document de travail

Analyse de la transmission de la politique monétaire vers les taux souverains

BENNOUNA Hicham et BOUNADER Lahcen

Les opinions exprimées dans ce Document de Travail sont celles des auteurs et ne reflètent pas nécessairement la position de Bank Al-Maghrib. Afin de garantir une meilleure qualité et rigueur scientifique, les documents de travail publiés sont évalués par des arbitres externes, universitaires et chercheurs de banques centrales modernes.

Aucune reproduction ou traduction de la présente publication ne peut être faite sans l'autorisation des auteurs.

L'objet de la publication du présent Document de Travail est de susciter les débats et d'appeler commentaires et critiques.

Si vous avez des commentaires sur ce Document de Travail, veuillez les faire parvenir par e-mail : dr@bkam.ma

Ou par courrier à l'adresse suivante :

Bank Al-Maghrib, Département de la Recherche
277, Avenue Mohammed V - B.P 445 Rabat

Ce document peut être téléchargé sans frais par voie électronique sur : www.bkam.ma

ISSN (en ligne) : 2509-0658

Analyse de la transmission de la politique monétaire vers les taux souverains

Hicham Bennouna¹

Lahcen Bounader²

Résumé

Ce document a pour objectif d'évaluer la transmission des décisions de politique monétaire vers les taux des bons du trésor de 2 ans, 5 ans et 10 ans au Maroc. Plusieurs modèles SVAR ont été estimés à partir des données trimestrielles relatives à la période 2007-2017. Deux approches différentes d'identification des chocs structurels ont été utilisées: (1) la factorisation récursive à la Christiano-Eichenbaum-Evans (1999) et (2) l'identification non-récursive à la Sims-Zha (2006). Les résultats de la décomposition de la variance suggèrent que les chocs macroéconomiques exercent un impact relativement prépondérant sur les titres souverains de maturités 5 et 10 ans comparativement à ceux de 2 ans. De même, les fonctions de réponses impulsionnelles montrent qu'une politique monétaire restrictive entraîne une pentification de la courbe des taux, autrement dit, les taux longs affichent une sensibilité plus prononcée que les taux de courtes maturités. En revanche, les résultats suggèrent qu'une part importante de la réaction des taux souverains de 5 et 10 ans est expliquée par la composante « prime de risque » alors que les taux de 2 ans sont principalement gouvernés par le choc de politique monétaire.

Mots clés : Courbe des taux, prime de risque, décomposition de la variance, chocs de politique monétaire.

Classification JEL: E43, E52, E58, G12.

Abstract

The objective of this study is to evaluate the monetary policy transmission along the sovereign bond yield curve (2, 5 and 10 years) in Morocco through the estimation of several SVAR models between 2007-2017. Two different approaches for identifying structural shocks were used: (1) recursive factorization of Christiano-Eichenbaum-Evans (1999) and (2) non-recursive identification of Sims-Zha (2006). The variance decomposition suggests that macroeconomic impulses account for the vast preponderance of 5-year and 10-year variability compared to 2-year government bills. Similarly, the impulse response functions show that tighter monetary policy makes the yield curve steeper, meaning that the long-end of the yield curve increases more than the short-end. Moreover, the results suggest that an important part of 5 and 10 years sovereign bond reaction is explained by the « risk premium » component while the 2-year treasury bills are driven by monetary policy shocks.

Keywords: Yield curve, risk premium, variance decomposition, monetary policy shocks.

JEL Classification : E43, E52, E58, G12.

¹ Bank Al-Maghrib, Département de la Recherche. Email : h.bennouna@bkam.ma.

² Bank Al-Maghrib, Département de la Recherche. Email : lbounader@bkam.ma.

Introduction

Les décisions de politique monétaire influencent les taux de maturités courtes alors que les taux longs sont impactés aussi par d'autres facteurs dont notamment le niveau de la prime de risque exigée par les investisseurs et leurs anticipations d'inflation. De ce fait, les banques centrales accordent un intérêt particulier à l'évaluation de la transmission de la politique monétaire vers les taux des bons du trésor (BDT) au vu de leur place centrale dans la propagation des impulsions monétaires vers les sphères réelle et financière. Aussi, la courbe des taux (CDT) des titres souverains contient des informations importantes pour la conduite de la politique monétaire, en particulier, en ce qui a trait aux anticipations des investisseurs en matière d'inflation et de croissance économique.

Les études récentes qui ont évalué le lien entre les décisions de la politique monétaire et les taux souverains au Maroc sont peu nombreuses. En effet, Bulíř et Vlček (2016) ont montré qu'une politique monétaire restrictive entraîne une pentification de la CDT. De même, Ahokpossi et al. (2016) suggèrent que la pente de la CDT est positivement corrélée avec son niveau³, ce qui indique que la réaction des taux longs est plus importante que celle des taux courts. Néanmoins, ces deux études analysent la période 2007- 2014, qui était marquée par une forte instabilité macroéconomique⁴ et utilisent les rendements des BDT émis par voie d'adjudication sur le marché primaire. Ces derniers contiennent des valeurs manquantes étant donné que les émissions sur les différentes maturités sont tributaires des besoins du trésor et ne se font pas d'une manière régulière.

Le travail développé dans ce document a pour objectif d'étudier l'impact des chocs de politique monétaire sur les taux souverains de 2 ans, 5 ans et 10 ans⁵. Il diffère des études précédentes (Bulíř et Vlček (2016), Ahokpossi et al. (2016)) aux plans de l'approche, de la période étudiée et des données utilisées. En effet, l'étude porte sur la période allant de 2007T1 à 2017T2 et tient compte des évolutions récentes 2014-2017 marquées par l'aplatissement de la courbe des taux suite à l'assouplissement des conditions monétaires et au rétablissement des équilibres macroéconomiques. En ce qui concerne l'approche de modélisation, l'analyse est conduite moyennant des modèles vectoriels autorégressifs structurels (SVAR) largement utilisés dans l'étude de la transmission de la politique monétaire vers la CDT⁶. Ces modèles ont l'avantage d'être à la fois simples et riches en enseignements et permettent l'identification des chocs structurels (Christiano et al. (1999), Mishra et Montiel (2012) et Davoodi et al. (2013)). Dans ce travail, deux stratégies d'identification des chocs de politique monétaire ont été adoptées afin de s'assurer de la robustesse des résultats: (1) une stratégie d'identification récursive à la Christiano-Eichenbaum-Evans (CEE) (1999) et (2) une méthode d'identification non-récursive à la Sims-Zha (SZ) (2006). En outre, la réaction des taux des BDT aux décisions de politique monétaire est évaluée à travers la décomposition de la variance et les fonctions de réponses impulsionnelles.

³ Empiriquement, le niveau est défini comme le taux qui a la maturité la plus longue et la pente comme la différence entre les taux longs et les taux courts.

⁴ En 2012, les déficits budgétaire et du compte courant ont atteint -7% et -10% du PIB, respectivement.

⁵ La maturité de 2 ans renseigne sur le court terme, celle de 5 ans informe sur la dynamique de moyen terme et enfin la maturité de 10 ans capte les comportements de long terme. Il est à rappeler que le Trésor est dynamique sur ces trois compartiments qui représentent plus que la moitié (57%) de la dette du trésor émise par adjudication.

⁶ Edelberg et Marshall (1996), Mehra (1996), Evans et Marshall (1998), Christiano-Eichenbaum-Evans (CEE) (1999), Mishra et Montiel (2012) et Davoodi et al. (2013).

Enfin, l'analyse porte sur les rendements observés sur le marché secondaire qui reflètent mieux les forces du marché.

Le document est structuré comme suit. La première section passe en revue les principaux travaux théoriques et empiriques ayant porté sur la transmission des décisions de politique monétaire vers la courbe des taux des BDT. La deuxième section, quant à elle, décrit la structure du marché des obligations d'Etat au Maroc ainsi que la dynamique des taux souverains observés sur le marché secondaire durant la dernière décennie. La troisième section présente l'approche de modélisation retenue dans le cadre de la présente étude. Enfin, la dernière section discute les résultats de cette étude.

1. Revue des travaux théoriques et empiriques

1.1. Quelques fondements théoriques

Selon la théorie des anticipations de la structure par terme, le taux d'intérêt des bons de trésor de maturité j , R_t^j , comporte deux composantes : la moyenne des taux anticipés de court terme $E_t R_{t+i}^1$ et la prime de risque PR_t^j qui tient compte des risques d'inflation, de défaut et de liquidité :

$$R_t^j = \frac{1}{j} \sum_{i=0}^{j-1} E_t R_{t+i}^1 + PR_t^j$$

Selon le canal traditionnel du taux d'intérêt (Hicks (1937) et Mishkin (1995)), les décisions de politique monétaire influencent la courbe des taux vu que le comportement des investisseurs contribue à minimiser toute opportunité d'arbitrage entre les rendements anticipés, ajustés par les risques, des titres de diverses échéances⁷. Toutefois, plusieurs facteurs contribuent à la pentification, l'aplatissement ou l'inversement de la courbe des taux après l'avènement d'un choc de politique monétaire. En effet, l'orientation future de la politique monétaire et les anticipations d'inflation et la prime de risque peuvent engendrer une réaction des taux longs en ligne avec celle des taux courts (avec des amplitudes similaires ou différentes) ou bien dans des directions opposées.

Lowe (1995) stipule que les décisions de politique monétaire impactent les taux courts futurs anticipés et par conséquent les taux longs, à travers deux principaux canaux. Le canal de liquidité renvoie à une situation où une baisse des taux courts engendre un achat des bons de longue maturité⁸, ce qui exerce une pression à la baisse des taux longs. Le second canal s'opère principalement à travers les anticipations d'inflation. A titre indicatif, si l'assouplissement des conditions monétaires entraîne des pressions inflationnistes futures, les taux courts anticipés seront revus à la hausse causant ainsi une hausse des taux longs.

De même, selon Roley et Sellon (1995), la relation entre les taux courts et les taux longs varie au cours du cycle économique et dépend essentiellement des anticipations formées par les intervenants sur les marchés financiers quant à l'orientation future des décisions de la politique monétaire. Ainsi, durant la phase ascendante du cycle économique, une politique monétaire

⁷ A titre indicatif, le rendement ajusté par le risque d'un bon de trésor avec une maturité d'un an doit correspondre au rendement espéré, ajusté par les risques, d'un bon de trésor avec une maturité de trois mois et qui est réinvesti chaque trimestre.

⁸ En effet, l'engouement des investisseurs vers les taux longs contribuera à augmenter leur prix et à baisser leur rendement.

restrictive entraîne une hausse des taux longs vu que les investisseurs anticipent une persistance des actions de la banque centrale. Au contraire, vers la fin du cycle économique, une hausse du taux directeur n'impacte que partiellement les taux longs étant donné que les investisseurs anticipent une politique monétaire accommodante.

Dans le même ordre d'idée, Poole (2006) suggère que la prime de risque exigée par les investisseurs varie dans le temps eu égard à leur préférence de liquidité et leur appréciation des risques. Ainsi, si la composante prime de risque est prédominante dans la fixation des rendements des titres de longue maturité, ces derniers seront faiblement impactés par les décisions de politique monétaire.

1.2. Approches empiriques

Cook et Hahn (1989) sont parmi les premiers à examiner la réaction de la courbe des taux suite aux décisions de politique monétaire. En se basant sur un modèle de régression simple⁹ qui explique le changement des taux souverains observé immédiatement après les décisions de la Fed entre 1974 et 1979, les résultats montrent que les variations du taux directeur sont suivies par un mouvement important des taux courts, une réaction modérée des taux de moyen terme et un effet limité mais significatif sur les taux longs. Cependant, l'application de cette approche sur les données américaines durant les années 1990 (Radecki et Reinhart (1994), Roley et Sellon (1995) et Kuttner (2001)) suggèrent un impact faible et non significatif du taux directeur sur les taux souverains en raison de l'intégration en amont des décisions de politique monétaire par les intervenants sur le marché des BDT.

Cette critique a constitué la toile de fond pour le développement de nouvelles approches à même d'évaluer la transmission des décisions de politique monétaire vers les taux longs. En vue de tenir compte des anticipations des investisseurs quant à l'orientation future de politique monétaire, Roley et Sellon (1995) proposent de mesurer la réaction des taux longs sur un intervalle plus large¹⁰. Pour sa part, Kuttner (2001) préconise l'utilisation des instruments financiers, comme les contrats à terme sur les taux d'intérêt pour distinguer entre les effets anticipés et les effets non anticipés (surprises) de la politique monétaire¹¹. De même, Larraín (2005) mesure les chocs non anticipés de politique monétaire comme étant la différence entre le taux directeur effectif et le taux anticipé auprès des professionnels issu des enquêtes statistiques. Les auteurs concluent que l'impact des décisions de politique monétaire sur les taux longs est plus prononcé lorsque les investisseurs font face aux chocs non anticipés, en termes de timing et d'amplitude.

Les travaux d'Edelberg et Marshall (1996), Evans et Marshall (1998) et Mehra (1996), recourent à l'utilisation des modèles VAR structurels dans le cadre des pays avancés¹². Ces derniers se rallient au consensus que l'impact de la politique monétaire sur la courbe des taux s'affaiblit au fur et à mesure que la maturité des BDT est élevée. En effet, les chocs positifs de politique monétaire

⁹ $\Delta r_{nt} = \alpha_n + \beta_n \Delta r_t + \varepsilon_{nt}$, où Δr_t est le changement annoncé du taux directeur et Δr_{nt} la variation du taux des bons de maturité n observée immédiatement après la décision de la Fed. Cette équation a été estimée pour plusieurs maturités.

¹⁰ Ils évaluent la transmission des décisions du conseil de la Fed vers les taux des BDT fixés le jour de la prise de décision, la veille et le jour suivant.

¹¹ Pour distinguer entre les changements anticipés et non anticipés de la politique monétaire, Kuttner (2001) définit les variations du taux directeur comme suit : $\Delta r_t = r_t - r_{t-1} = (f_{t-1} - r_{t-1}) + (r_t - f_{t-1}) = \Delta r_t^a + \Delta r_t^{na}$, où f_{t-1} est le contrat à terme sur le taux d'intérêt (forward rate) à l'instant $t - 1$, Δr_t^a est la variation anticipée et Δr_t^{na} l'effet de surprise de la politique monétaire.

¹² La section 3 présente en détails les avantages et les limites de cette approche qui sera utilisée dans le cadre de ce travail.

augmentent le niveau de la courbe des taux, aplatissent sa pente et diminuent sa courbure¹³. De même, Moreno (2008) montre que les chocs de politique monétaire influencent significativement les taux longs avec des amplitudes plus faibles que ceux relatifs aux taux courts dans quelques pays émergents¹⁴. En effet, le poids de la prime de risque incorporée dans les taux longs s'est affaibli en raison de la rigueur budgétaire ainsi que de l'indépendance et la transparence des banques centrales. Aussi, compte tenu du processus d'intégration financière, les taux longs domestiques sont davantage gouvernés par les développements sur les marchés internationaux et tendent à s'aligner sur les taux d'intérêt pratiqués par les économies avancées.

Par ailleurs, en adoptant la méthodologie de Diebold et Li (2006), des études récentes (Bulíř et Vlček (2016), Ahokpossi et al. (2016)) ont évalué la sensibilité des trois paramètres composant la courbe des taux, à savoir, le niveau, la pente et la courbure (convexe/concave), suite à un changement de politique monétaire. En particulier, Bulíř et Vlček (2016) ont étudié la transmission de la politique monétaire au marché des bons du trésor dans un panel de 16 pays développés et en développement¹⁵. Les résultats indiquent que la CDT au sein des pays développés a tendance à s'aplatir suite à un choc de politique monétaire. En effet, les rendements des maturités de 5 ans et de 10 ans sont invariants à ce choc en raison de l'amélioration de la crédibilité des banques centrales de ces pays. En revanche, dans les pays en développement, la CDT connaît un mouvement vers le haut après un choc de politique monétaire. Les auteurs concluent que la sur-réaction des taux longs comparativement aux taux courts laisse présager un faible ancrage des anticipations d'inflation.

Somme toute, dans les pays ayant expérimenté des périodes d'instabilité macroéconomiques, les taux longs affichent une sensibilité plus prononcée que les taux de courtes maturités suite à un choc de politique monétaire, ce qui engendre une pentification de la courbe des taux. Ces résultats sont imputables à la sur-réaction de la prime de risque à moyen et long terme aux chocs non monétaires à la fois internes et externes.

2. Evolution du marché des obligations souveraines

2.1. Structure de la dette souveraine

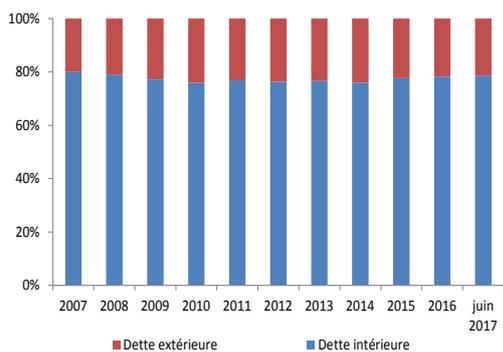
La dernière décennie a été marquée par le recours important du trésor au marché domestique pour couvrir ses besoins de financement. En effet, l'endettement interne du trésor a représenté, en moyenne, 78% de l'encours global durant la période 2007-2017, dénotant ainsi du degré de maturité et de développement atteint par ce marché. Par ailleurs, les principaux détenteurs des BDT émis par adjudication en juin 2017 sont : les OPCVM, les compagnies d'assurances, les caisses de retraite et les banques.

¹³ Empiriquement, le niveau est défini comme le taux qui a la maturité la plus longue, la pente comme la différence entre les taux longs et les taux courts et la courbure comme la somme des rendements des bons qui se situent à l'extrémité de la courbe moins le double du rendement d'un bon de maturité moyenne.

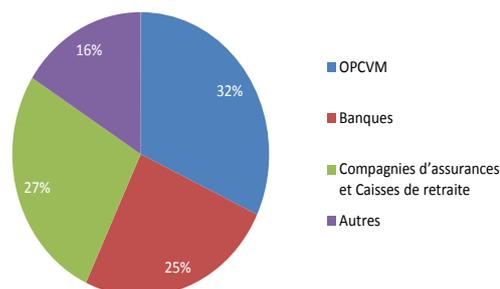
¹⁴ Inde, Corée, Malaisie, Philippines, Thaïlande, Brésil, Mexique, République Tchèque, Hongrie et Pologne.

¹⁵ République Tchèque, Egypte, Maroc, Turquie, Afrique du sud, Nigéria, Malaisie, Tanzanie, Kenya, Indonésie, Israël, Suède, Georgia, Ghana, Uganda et Rwanda.

Graphique 1 : Répartition de l'encours de la dette du trésor



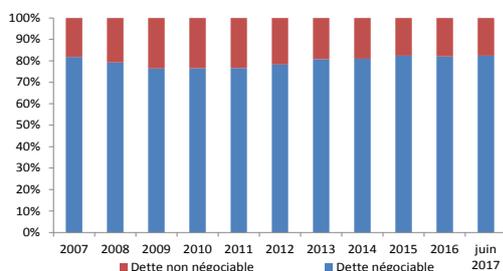
Graphique 2 : Détenteurs des BDT émis par adjudication en juin-2017



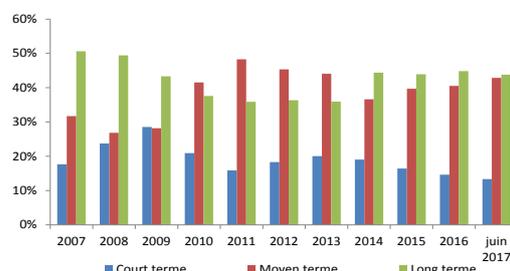
Source : Ministère de l'Économie et des Finances

L'analyse par type d'instrument montre que la dette du trésor est composée essentiellement de la dette négociable avec une part de 80% entre 2007 et 2017, dont 75% au titre des BDT émis sur le marché des adjudications et 5% au titre des Eurobonds¹⁶ émis sur le marché financier international. La dette non négociable représente 20% du portefeuille de la dette du trésor durant la même période et elle est constituée essentiellement (17%) de la dette extérieure contractée auprès des bailleurs de fonds bilatéraux et multilatéraux¹⁷. S'agissant de la structure par maturité résiduelle, 42% de la dette intérieure négociable est composée de titres à long terme (supérieur à 10 ans). Le reste étant réparti à hauteur de 39% en bons à moyen terme (2 ans à 5 ans) et 19% en bons de court terme (inférieur à 52 semaines). La dette extérieure négociable, quant à elle, est majoritairement dominée par des titres ayant des maturités de 10 et 30 ans.

Graphique 3 : Répartition de l'encours de la dette par instrument



Graphique 4 : Répartition de l'encours de la dette intérieure par maturité résiduelle



Source : Ministère de l'Économie et des Finances

Par ailleurs, la création du marché secondaire des BDT en 1996 a été accompagnée par une panoplie de mesures¹⁸, dont principalement, la refonte de la convention entre le trésor et les Intermédiaires en Valeurs du Trésor (IVT) en 2015¹⁹. L'ensemble de ces mesures a contribué à l'amélioration de la liquidité, la transparence et la profondeur du marché de la dette intérieure. A cet égard, l'activité sur le marché secondaire a été marquée par une nette progression des

¹⁶ Le trésor a effectué cinq émissions d'Eurobonds sur le marché financier international, dont trois libellées en Euro (en 2007, 2010 et 2014) et deux libellées en Dollars en 2012.

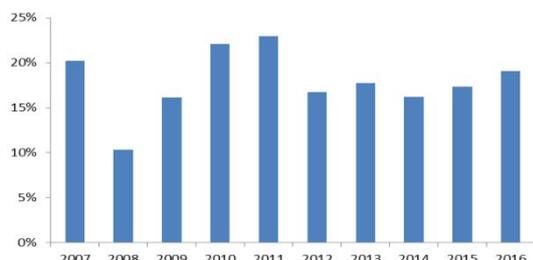
¹⁷ Huit créanciers officiels détiennent plus que la moitié de l'encours de la dette extérieure publique dont 5 multilatéraux : BIRD, BAD, FADES, BEI, BID, et 3 bilatéraux : France, Allemagne et Japon.

¹⁸ Dans le but de développer davantage le marché des BDT et d'améliorer sa liquidité, un processus continu de réformes a été engagé après l'institution du marché des adjudications en 1989. Celles-ci comportent la création du marché secondaire des BDT en 1996, l'introduction de la technique d'émission par assimilation en 1998, la création de ligne benchmark en 2006, la mise en place d'opérations de gestion active de la dette et de la trésorerie publique en 2010, l'automatisation du processus d'adjudication en 2009, la modernisation du cadre organisationnel en 2013 et 2014 et l'entrée en vigueur de la nouvelle convention Trésor-IVT en 2015.

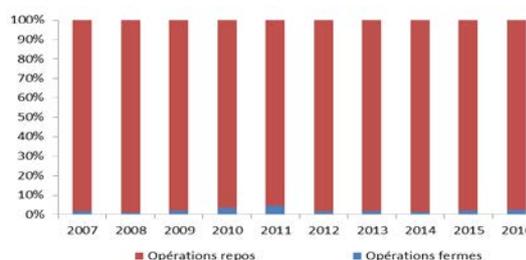
¹⁹ Les innovations introduites par la nouvelle convention comparée à celle de 2001 portent principalement sur l'animation des compartiments primaire et secondaire par les IVT, les offres non compétitives (ONC) ainsi que sur la concertation et la coordination avec le Trésor.

échanges fermes durant la période 2007-2016. En effet, le volume des transactions fermes rapporté au PIB s'est stabilisé autour de 18% durant cette période. En revanche, le volume des opérations sur le marché secondaire reste dominé (98%) par les opérations traitées sur le marché de la pension livrée sur les BDT.

Graphique 5 : Evolution des transactions fermes en % du PIB



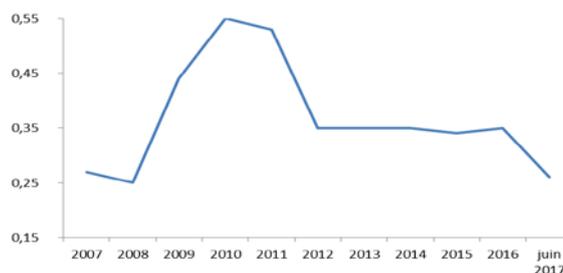
Graphique 6 : Répartition des opérations sur le marché secondaire



Source : Ministère de l'Économie et des Finances

S'agissant de la liquidité du marché secondaire²⁰, le taux de rotation²¹ calculé sur la base des transactions fermes a affiché une nette amélioration durant la période 2007-2017 pour s'établir autour de 0.37, ce qui signifie que 37% de l'encours de la dette émise par adjudications a été échangé sur le marché secondaire (cf. Graphique 7).

Graphique 7 : Evolution du taux de rotation sur le marché secondaire



Source : Ministère de l'Économie et des Finances

2.2. Evolution des taux souverains sur la dernière décennie

L'examen de la dynamique des taux souverains²² sur la dernière décennie permet de distinguer trois phases principales (cf. Graphique 8). La première, allant de 2007 à 2011, a été marquée par une forte synchronisation entre l'instrument de la politique monétaire et les taux d'intérêt des titres émis par l'Etat. A cet égard, les primes de risque²³ correspondantes aux maturités de 2 ans, 5 ans et 10 ans sont restées stables et ont avoisiné, respectivement, 30, 60 et 80 points de base (pbs).

Durant la deuxième phase, qui s'étale de 2012 à 2014, les taux des bons du trésor ont affiché une tendance haussière malgré une politique monétaire accommodante. En effet, les craintes relatives

²⁰ Il est difficile de réduire le concept de la liquidité à une simple statistique. Gravelle (1999) distingue entre quatre dimensions relatives à la liquidité : l'immédiateté, la profondeur, l'ampleur et la résilience.

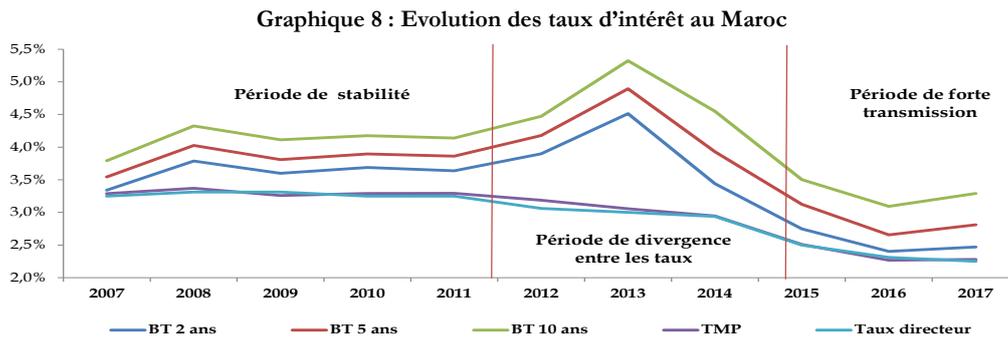
²¹ Ce taux est le rapport entre le volume des titres négociés sur le marché secondaire, au cours d'une période donnée, et l'encours de ces titres.

²² Il s'agit des rendements observés sur le marché secondaire. A rappeler que la période 2000-2007 a été caractérisée par une situation de surliquidité qui a contribué au découplage observé entre le taux directeur et le taux interbancaire. De plus, les données sur taux des BDT ne sont disponibles qu'à partir de 2004.

²³ La prime de risque dans cette section est approximée empiriquement par l'écart de rendements, à savoir la différence entre le taux des bons du trésor et le taux directeur.

à la soutenabilité des déficits interne et externe²⁴ ont exercé des pressions sur les primes de risques qui ont atteint 100, 130 et 180 pbs pour les maturités de 2 ans, 5 ans et 10 ans, respectivement.

Enfin, la période récente 2015-2017 a été marquée par la synchronisation entre les taux souverains et le taux directeur. En effet, ces derniers se sont inscrits dans une tendance baissière suite, d'une part, à l'assouplissement des conditions monétaires et d'autre part, à l'assainissement des équilibres macroéconomiques²⁵. Par conséquent, les primes de risque se sont considérablement réduites durant cette période pour atteindre 20, 50 et 90 pbs pour les maturités de 2 ans, 5 ans et 10 ans, respectivement.



Source : Bank Al-Maghrib

3. Approche de modélisation

L'approche d'analyse de la transmission adoptée dans le cadre de cette étude est inspirée des travaux de Christiano-Eichenbaum-Evans (1996a,b) qui recourent aux modèles Vectoriels Autorégressifs Structurels (SVAR). Ces derniers présentent l'avantage d'être à la fois simples et riches en enseignements. En effet, selon Biau et Girard (2005), ces modèles fournissent un cadre simple d'analyse reposant sur un système de dimension réduite, contrairement aux modèles structurels de type DSGE (Rudebusch et Wu (2004), Hördahl et al. (2006), Bekaert et al. (2010) et Kulish et Rees (2011)), qui sont de plus grande taille et nécessitent une meilleure compréhension des paramètres structurels de l'économie. Les modèles SVAR sont d'ailleurs largement utilisés dans l'étude des mécanismes de transmission de la politique monétaire. Ils permettent, moyennant l'introduction d'un certain nombre de restrictions, d'identifier les chocs de politique monétaire (Edelberg et Marshall (1996), Mehra (1996), Evans et Marshall (1998), Christiano-Eichenbaum-Evans (CEE) (1999), Mishra et Montiel (2012) et Davoodi et al. (2013)).

Par ailleurs, CEE (1999) préconisent l'utilisation des modèles SVAR afin de répondre aux critiques adressées au modèle de Cook et Hahn (1989), en ce qui concerne l'endogénéité de l'instrument de la banque centrale. En outre, les auteurs mettent en évidence la nécessité d'étudier la causalité entre l'instrument de politique monétaire et les taux souverains vu que la corrélation positive entre ces deux variables peut avoir deux interprétations différentes : (1) le taux des BDT augmente à cause d'une politique monétaire restrictive ou bien (2) la hausse des taux souverains suggère des anticipations d'inflation élevées de la part des investisseurs et devrait orienter les

²⁴ L'année 2012 a été marquée par le creusement du déficit budgétaire (-7% du PIB) et celui du compte courant (-10% du PIB).

²⁵ L'atténuation des vulnérabilités budgétaires et extérieures a constitué une condition nécessaire pour permettre au Maroc de bénéficier de la ligne de précaution et de liquidité (LPL) dans le cadre de l'accord conclu avec le FMI en 2012. Il est à noter que le Maroc n'a pas effectué de tirages au titre de la LPL.

décisions de la banque centrale. En vue de mieux appréhender la direction de cette causalité, CEE proposent de distinguer entre la fonction de réaction endogène de la banque centrale et le choc exogène de politique monétaire. En effet, la fonction de réaction tient compte des actions menées par l'autorité monétaire pour atteindre ses objectifs alors que le choc exogène est défini comme toute déviation du taux directeur par rapport à cette règle monétaire. Cette décomposition permet de résoudre le problème de la causalité ambiguë et d'identifier le choc de politique monétaire en vue d'en dériver son effet sur les taux d'intérêt et sur les autres agrégats macroéconomiques²⁶.

La forme structurelle du modèle VAR se présente comme suit :

$$\begin{bmatrix} a & b \\ c & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Z_t \\ R_t^j \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} A(L) & B(L) \\ C(L) & D(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Z_{t-1} \\ R_{t-1}^j \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \epsilon_t^Z \\ \epsilon_t^j \end{bmatrix} \quad (1)$$

Z_t représente le vecteur des variables endogènes qui inclut l'instrument de politique monétaire TMP_t ; R_t^j le taux d'intérêt des bons du trésor de maturité j ; a une matrice carrée dont la diagonale principale est composée de 1; b et c deux vecteurs; L est l'opérateur retard; $A(L)$ une matrice polynomiale; $B(L)$ et $C(L)$ deux vecteurs polynomiaux; $D(L)$ un polynôme scalaire et $[\epsilon_t^Z \ \epsilon_t^j]'$ le vecteur de chocs structurels qui suit un processus i.i.d dont la matrice de variance est unitaire.

En vue de séparer les variations endogènes du TMP des chocs exogènes de politique monétaire, la fonction de réaction de la banque centrale dans l'équation (1) prend la forme suivante :

$$TMP_t = f(\Omega_t) + \epsilon_t^{TMP} \quad (2)$$

Ω_t représente l'ensemble des informations disponibles aux autorités monétaires à l'instant t , f est une fonction linéaire décrivant la réaction de la banque centrale et ϵ_t^{TMP} est le choc exogène de politique monétaire. Dans ce contexte, Ω_t inclut le retard des différents agrégats macroéconomiques Z_{t-s} avec $s \geq 1$ et les éléments contemporains Z_t dépendamment de la matrice a . Evans et Marshall (1998) imposent que $b = 0$ et $B(L) = 0$, autrement dit, les chocs du taux d'intérêt de maturité j n'impactent pas le vecteur des variables endogènes.

En s'inspirant de la démarche adoptée par Evans et Marshall (2007) et dans le but de s'assurer de la robustesse des résultats, deux modèles SVAR reposant sur deux stratégies différentes d'identification des chocs de politique monétaire seront estimés. Cette section sera consacrée à la présentation des deux stratégies d'identification retenues: (1) la factorisation récursive à la CEE (1999) et (2) l'identification non-récursive à la Sims-Zha (SZ) (2006).

3.1. Stratégie d'identification récursive à la CEE (1999)

En s'inspirant du modèle CEE (1999), le vecteur des variables endogènes Z_t est défini comme suit: $Z_t \equiv (PIB_t, IPC_t, PCOM_t, TMP_t)'$, avec PIB_t est le logarithme du produit intérieur brut

²⁶ En revanche, cette décomposition a un coût car elle ne permet pas de répondre à la question suivante : comment un éventuel changement de la fonction de réaction de la banque centrale peut impacter le comportement des taux BDT? Les modèles structurels de type DSGE sont mieux adaptés pour répondre à cette question (critique de Lucas (1976)).

réel, IPC_t le logarithme de l'indice des prix à la consommation, $PCOM_t$ le logarithme de l'indice des prix des matières premières²⁷ et TMP_t le taux interbancaire moyen pondéré. La variable $PCOM_t$ représente un proxy pour la prime de risque dans la mesure où elle permet de capter les effets des hausses des matières premières sur les déséquilibres interne et externe²⁸. A titre indicatif, la flambée des cours des produits énergétiques en 2012, qui a largement contribué à l'aggravation des vulnérabilités budgétaires et extérieures, n'a pas été observée au niveau de l'IPC principalement en raison de la subvention des prix de certains produits pétroliers. A noter que d'autres travaux de recherche utilisent l'Emerging Market Bond Index spreads (EMBI), calculé par JP Morgan, comme proxy de la prime de risque (Dell'Erba, Hausmann, et Panizza (2013)). Toutefois, Calvo (2003), Blanchard (2004) et Aktas et al. (2010) considèrent que cet indice reflète les conditions financières chez les pays avancés ainsi que l'aversion au risque des investisseurs étrangers, et donc ne tient pas compte uniquement des fondamentaux de l'économie.

La méthodologie d'identification de la forme structurelle selon CEE (1999) repose sur la décomposition de Cholesky. Le système (1) permet de dériver l'équation matricielle suivante:

$$aZ_t = A(L)Z_{t-1} + \epsilon_t^Z \quad (3)$$

Ainsi, le modèle VAR peut être réécrit sous une forme réduite :

$$[I - a^{-1}A(L)L]Z_t = a^{-1}\epsilon_t^Z \equiv u_t^Z \quad (4)$$

L'identification de CEE (1999) consiste à imposer les restrictions suivantes sur la matrice a :

$$\epsilon_t^Z \equiv \begin{bmatrix} \epsilon_t^{PIB} \\ \epsilon_t^{IPC} \\ \epsilon_t^{PCOM} \\ \epsilon_t^{TMP} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ a_{21} & 1 & 0 & 0 \\ a_{31} & a_{32} & 1 & 0 \\ a_{41} & a_{42} & a_{43} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u_t^{PIB} \\ u_t^{IPC} \\ u_t^{PCOM} \\ u_t^{TMP} \end{bmatrix} \quad (5)$$

Ainsi, la factorisation récursive de CEE (1999) implique que : (i) les décideurs de politique monétaire tiennent compte instantanément de la position du cycle économique et des pressions inflationnistes lors de la fixation du taux directeur, (ii) les décisions de politique monétaire se transmettent à l'économie réelle avec un certain délai.

En conséquence, la fonction de réaction de la politique monétaire inclut les valeurs passées et contemporaines de l'activité économique et des prix selon l'équation suivante:

$$TMP_t = A_4(L)Z_{t-1} - a_{41}PIB_t - a_{42}IPC_t - a_{43}PCOM_t + \epsilon_t^{TMP} \quad (6)$$

Avec $A_4(L)$ est la quatrième ligne de la matrice $A(L)$, et $a_{i,j}$ est l'élément (i,j) de la matrice a . Ainsi, le résidu ϵ_t^{TMP} est le choc de politique monétaire.

²⁷ L'indice des prix des matières premières élaboré par la Division des Recherches Economiques de la Réserve Fédérale de St. Louis est utilisé.

²⁸ L'introduction de la variable $PCOM_t$ permet également de résoudre le paradoxe relatif aux réponses non intuitives des prix suite à un choc de politique monétaire (price puzzle).

3.2. Stratégie d'identification non-réursive à la SZ (2006)

La spécification du modèle SZ (2006) est relativement différente de celle adoptée par CEE (1999). Le vecteur des variables endogènes est le suivant : $Z_t \equiv (\Delta M1_t, TMP_t, IPC_t, PIB_t)'$, où $\Delta M1_t$ est le taux de croissance en glissement annuel de l'agrégat monétaire M1. A l'instar de Benchimol et Fourçans (2017), plusieurs travaux empiriques introduisent la masse monétaire comme variable explicative afin de capter le lien entre la liquidité et l'activité économique.

Sims et Zha (2006) ont critiqué la méthode d'identification réursive de CEE (1999). En effet, les auteurs considèrent que la fonction de réaction de la banque centrale ne doit pas comporter des variables contemporaines de l'activité économique et des prix vu que ces dernières ne sont disponibles qu'avec un certain délai. Par ailleurs, les auteurs proposent une fonction de réaction qui inclut uniquement les valeurs contemporaines de $\Delta M1_t$ selon l'équation suivante :

$$TMP_t = A_2(L)Z_{t-1} - a_{21}\Delta M1_t + \epsilon_t^{TMP} \quad (7)$$

Le système (1) permet de dériver l'équation matricielle suivante:

$$aZ_t = A(L)Z_{t-1} + \epsilon_t^Z \quad (8)$$

Ainsi, le modèle VAR peut être réécrit sous une forme réduite :

$$[I - a^{-1}A(L)L]Z_t = a^{-1}\epsilon_t^Z \equiv u_t^Z \quad (9)$$

L'identification de SZ (2006) consiste à imposer les restrictions suivantes sur la matrice a :

$$\epsilon_t^Z \equiv \begin{bmatrix} \epsilon_t^{M1} \\ \epsilon_t^{TMP} \\ \epsilon_t^{IPC} \\ \epsilon_t^{PIB} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & a_{12} & a_{13} & a_{14} \\ a_{21} & 1 & 0 & 0 \\ a_{31} & 0 & 1 & a_{34} \\ 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u_t^{M1} \\ u_t^{TMP} \\ u_t^{IPC} \\ u_t^{PIB} \end{bmatrix} \quad (10)$$

La première ligne du système indique une équation classique de demande de monnaie, dans laquelle la demande de monnaie dépend à la fois du taux d'intérêt et de l'activité économique (croissance et inflation). La seconde ligne, quant à elle, décrit la fonction de réaction de la politique monétaire. La troisième ligne indique que les prix réagissent instantanément au choc de demande et de monnaie. Enfin, la dernière ligne stipule que la demande réagit avec un retard aux chocs d'offre, de monnaie et de politique monétaire.

4. Estimation des modèles et présentation des résultats

4.1. Analyse de la stationnarité et de la cointégration

Les données utilisées pour l'estimation des modèles CEE (1999) et SZ (2006) sont de fréquence trimestrielle et la période d'estimation s'étale de 2007T1 à 2017T2. Les tests de racines unitaires : Augmented Dikey-Fuller (ADF) et Phillips-Perron (PP) ont été effectués et ont confirmé que toutes les séries sont intégrées d'ordre 1 avec un seuil de significativité de 1% (cf. Tableau 1). De plus, l'approche de Johansen a été utilisée pour vérifier l'existence des relations de cointégration entre les variables retenues dans chacune des spécifications (SZ, CEE). Les tests de la trace et de la valeur propre maximale ne rejettent pas l'hypothèse qu'il existe au moins une relation de

cointégration entre les variables retenues dans chacune des spécifications (SZ, CEE). Ainsi, et à l'instar des travaux de CEE (1996a,b, 1999), Berkelmans (2005), Sims et Zha (2006), Bermunt et Froyen (2006), Poddar et al. (2006) et Billmeier et Al-Mashat (2007), l'estimation des modèles à correction d'erreur n'a pas été conduite étant donné que l'objet du présent travail est d'évaluer la transmission des décisions de politique monétaire vers les taux souverains à court et moyen termes.

De même, les modèles VAR retenus ont été estimés en niveau²⁹. En effet, selon Sims et al. (1990) et Lütkepohl et Reimers (1992), si les variables ne sont pas stationnaires mais cointégrées, les tests asymptotiques standards sont applicables sur les modèles VAR estimés en niveau et les résultats des estimations sont cohérents. En outre, Clements et Mizon (1991) et Rabanal et Schwartz (2000) ont montré qu'en présence d'une relation de cointégration, un modèle VAR estimé en différence première peut entraîner une perte d'information.

Les critères de sélection indiquent l'optimalité d'un modèle VAR d'ordre 1 (cf. Tableaux 1 à 6 dans l'Annexe 1) et les deux modèles retenus affichent des propriétés statistiques satisfaisantes (cf. Tableaux 7 à 12 dans l'Annexe 2).

Tableau 1 : Résultats des tests ADF et PP entre 2004 T1 et 2017 T2³⁰

<i>Variables</i>	<i>ADF</i>	<i>PP</i>
PIB_t	I(1)*	I(1)*
IPC_t	I(1)*	I(1)*
$PCOM_t$	I(1)*	I(1)*
TMP_t	I(1)*	I(1)*
$\Delta M1_t$	I(1)*	I(1)*
Tx_2Y_t	I(1)*	I(1)*
Tx_5Y_t	I(1)*	I(1)*
Tx_10Y_t	I(1)*	I(1)*

* significativité à 1%

4.2. Etude de la décomposition de la variance

A l'instar des travaux d'Ang et Piazzesi (2003) et Evans et Marshall (2007), cette section est dédiée à l'étude de la décomposition de la variabilité³¹ des taux souverains par maturité (2 ans, 5 ans et 10 ans) et par horizon (1, 4, 8 et 20 trimestres) en utilisant les identifications à la CEE (1999) et à la SZ (2006). Cette approche constitue une première tentative en vue de mieux appréhender la dynamique et les déterminants des taux d'intérêt des BDT.

Les Tableaux 13 à 15 de l'Annexe 3 présentent la contribution de chacun des cinq chocs identifiés à la variance de l'erreur de prévision des taux des BDT par maturité en utilisant l'identification de CEE (1999). Il ressort que 4% de la variance de l'erreur de prévision du taux de 2 ans est due aux facteurs macroéconomiques non financiers à très court terme (1 trimestre), contre 17% pour les maturités 5 ans et 10 ans³². A court terme (1 an), la fraction de la variabilité des taux de maturité 2 ans attribuée aux chocs macroéconomiques est de 23% et autour de 30% pour les maturités 5 ans et 10 ans. Les résultats suggèrent également que les chocs

²⁹ Il s'agit de trois modèles CEE et trois modèles SZ estimés pour les trois maturités étudiées (2, 5 et 10 ans).

³⁰ Tx_2Y_t , Tx_5Y_t et Tx_10Y_t désignent les taux des BDT de 2 ans, 5 ans et 10 ans.

³¹ Cette approche permet de calculer pour chacune des innovations sa contribution à la variance de l'erreur.

³² Les chocs macroéconomiques désignent les chocs de demande et d'offre captés par le PIB, l'IPC et les cours des matières premières selon l'approche CEE.

macroéconomiques jouent un rôle prépondérant dans la variabilité des maturités longues à moyen terme (5 ans), vu qu'ils représentent environ 57% de la variabilité des taux de 10 ans³³.

En définitive, cette analyse suggère que la contribution des chocs macroéconomiques à la variabilité des taux des BDT augmente en fonction de la maturité et de l'horizon temporel. De plus, les chocs non financiers exercent un impact prépondérant sur les titres souverains de moyenne et longue maturité, à moyen terme. Ces conclusions semblent intuitives à plusieurs égards. En effet, les chocs non financiers constituent un déterminant majeur des taux souverains surtout de maturité longue car la composante prime de risque adossée à ces titres est plus sensible à l'évolution de l'activité économique et à l'orientation de la politique budgétaire, à moyen terme.

4.3. Evaluation de la réaction des taux souverains suite à un choc de politique monétaire

En vue d'évaluer l'impact de l'évolution du taux d'intérêt interbancaire sur les taux souverains, un choc de politique monétaire a été simulé à travers les six modèles SVAR estimés. Cette section est consacrée à l'interprétation des fonctions de réponses impulsionnelles des taux souverains suite à un choc positif de 15 points de base (pbs) du taux d'intérêt interbancaire. Les Graphiques 16 à 21 de l'Annexe 4 présentent les résultats de simulations issus des deux spécifications retenues (CEE et SZ) et des trois maturités étudiées (2 ans, 5 ans et 10 ans).

Il ressort que les réponses impulsionnelles des différentes variables macroéconomiques suite à un choc positif du taux interbancaire sont globalement en ligne avec l'intuition économique dans la mesure où une politique monétaire restrictive impacte négativement la croissance et l'inflation³⁴. En outre, les résultats de la présente étude indiquent que les décisions de politique monétaire influencent l'évolution des taux des BDT. Selon l'identification à la CEE, une hausse du taux interbancaire de 15 points de base impacte positivement les taux souverains de 2 ans, 5 ans et 10 ans, respectivement, avec des amplitudes moyennes de l'ordre de 8, 10 et 14 points de base. S'agissant de l'identification à la SZ, un choc de 15 pbs de l'instrument monétaire se répercute sur les taux de 2 ans, 5 ans et 10 ans, respectivement, par une hausse aux alentours de 10, 12 et 15 pbs.

En comparant les deux stratégies d'identification (CEE, SZ), il apparaît que les résultats sont similaires en termes d'amplitude et de délai d'ajustement. Ainsi, les deux approches d'identification stipulent que les taux longs affichent une sensibilité plus prononcée que les taux de courtes maturités suite à un choc de politique monétaire. A cet égard, il convient de rappeler que les réponses des taux des BDT intègrent deux effets, à savoir : les taux courts anticipés (composante taux) et la composante prime de risque. En vue de décomposer ces effets, la méthodologie d'Evans et Marshall (1998) a été adoptée. Ainsi, la prime de risque est la différence entre les réponses impulsionnelles relatives aux taux longs R_t^j de maturité j et la moyenne des taux courts interbancaires TMP_t sur les j premières périodes selon la formule :

$$PR_t^j = R_t^j - \frac{1}{j} \sum_{i=0}^{j-1} E_t TMP_{t+i} \quad (11)$$

³³ La variabilité des taux de 2 ans et 5 ans due aux chocs macroéconomiques et de l'ordre de 39% et 51%, respectivement.

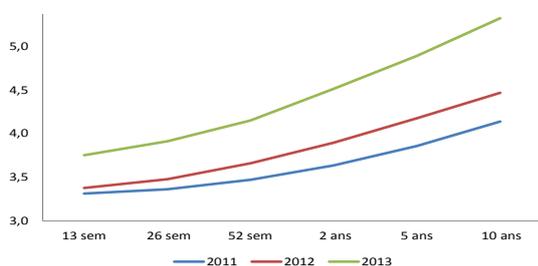
³⁴ La réaction de l'indice des cours des matières premières est discutable dans la mesure où cette variable a été introduite dans le modèle comme variable endogène proxy de la prime de risque.

Les Graphiques 22 à 25 de l'Annexe 5 suggèrent que la réaction des taux des BDT, principalement ceux de 5 ans et 10 ans, aux décisions de politique monétaire est gouvernée par la composante « prime de risque ». En outre, la sensibilité de la variation de la composante « taux » au choc de politique monétaire est plus importante à court terme (2 ans).

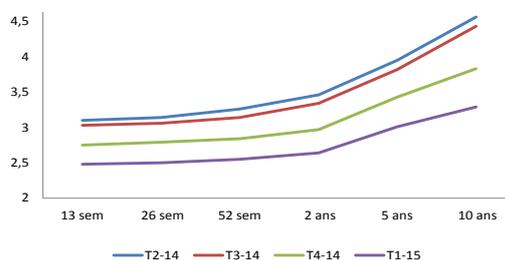
Ces résultats sont corroborés par une analyse rétrospective de la forme de la courbe des taux suite aux récentes décisions de politique monétaire³⁵. En effet, le Graphique 4 montre qu'en dépit d'une politique monétaire neutre, la courbe des taux a pris une pente ascendante³⁶ entre 2012 et 2013, principalement en raison de l'envolée de la prime de risque due au creusement du déficit budgétaire (-7% du PIB) et celui du compte courant (-10% du PIB) en 2012. D'ailleurs, les anticipations d'inflation ont légèrement augmenté durant cette période (cf. Graphique 12). En fait, selon les résultats de l'enquête sur les anticipations d'inflation élaborée par BAM, les anticipations d'inflation ont augmenté de 0.4 points de pourcentage en 2013 par rapport à 2012, principalement en lien avec la mise en place du nouveau système d'indexation des prix de certains produits pétroliers.

En revanche, les décisions de septembre, décembre 2014 et mars 2016 conjuguées à l'assainissement budgétaire ont contribué à l'aplatissement de la courbe des taux, laissant présager que le poids de la composante « prime de risque » incorporée dans les taux longs a diminué.

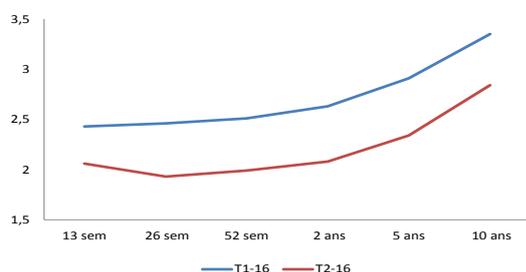
Graphique 9 : Evolution de la CDT durant la phase de déséquilibre (en %)



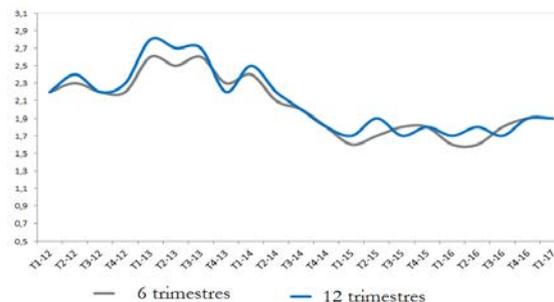
Graphique 10 : Evolution de la CDT suite aux décisions de septembre et décembre 2014 (en %)



Graphique 11 : Evolution de la CDT suite à la décision de mars 2016 (en %)



Graphique 12 : Evolution des anticipations d'inflation (en %)



Source : Bank Al-Maghrib

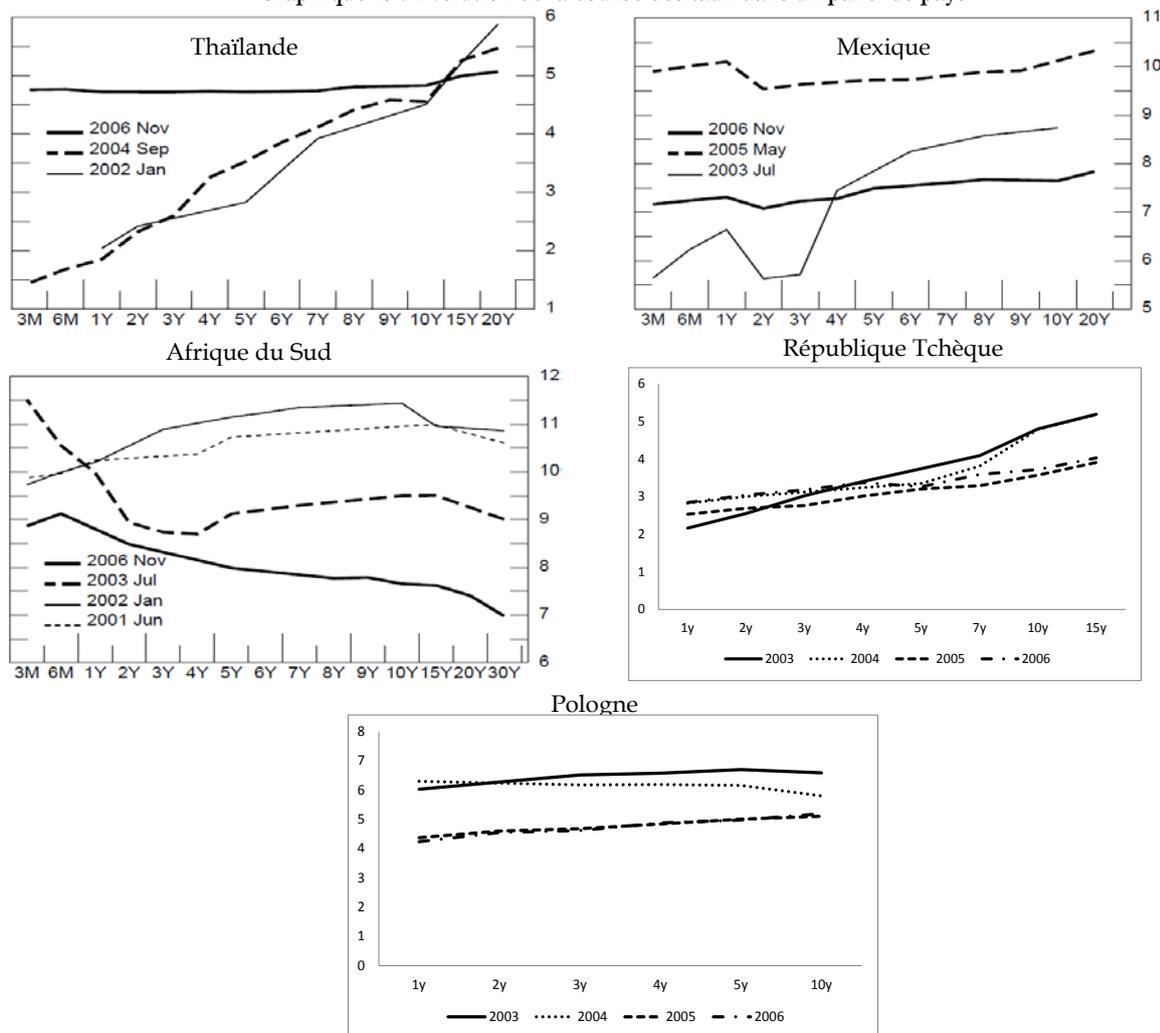
Par ailleurs, ces résultats ont été comparés avec les conclusions de certaines études ayant porté sur des pays émergents et en développement et qui distinguent entre deux groupes (Favero et

³⁵ Le conseil de BAM a décidé d'augmenter le taux directeur en 2008T3. Ensuite, il a procédé par des baisses successives en 2009T1, 2012T1, 2014T3, 2014T4 et 2016T1.

³⁶ Ce qui s'est traduit par une hausse plus prononcée des taux à échéance longue comparativement aux taux courts.

Giavazzi (2004), Aktas et al. (2010) et Mohanty et Turner (2008)). Le premier est caractérisé par une courbe des taux aplatie en raison de plusieurs facteurs : l'ancrage des anticipations d'inflation suite à l'adoption du régime de ciblage d'inflation, l'amélioration de la profondeur et de la liquidité du marché des BDT, la discipline budgétaire, l'atténuation des risques souverains et la forte intégration vis-à-vis des marchés financiers internationaux (cf. Graphique 13).

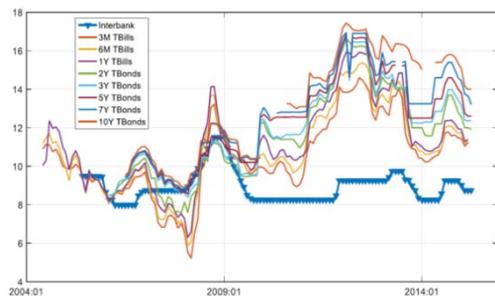
Graphique 13 : Evolution de la courbe des taux dans un panel de pays



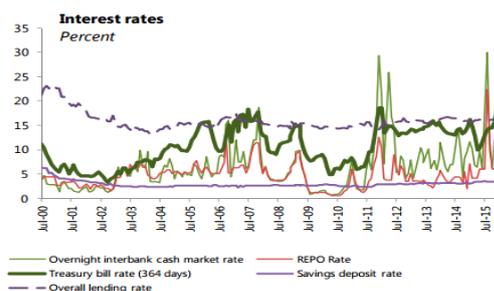
Source : Moreno (2008) et Datastream

Le deuxième groupe est marqué par une sensibilité plus prononcée des taux de long terme suite à un resserrement de la politique monétaire en raison des déséquilibres macroéconomiques. A titre indicatif, la courbe des taux en Turquie s'est pentifiée durant la crise qui a touché son système bancaire et monétaire en 2000. De même, les taux souverains en Egypte ont notamment divergé du taux interbancaire durant la phase de difficultés économiques de 2012 (cf. Graphique 14). Ce constat concerne également la Tanzanie durant la période allant de 2000 à 2015 (cf. Graphique 15). Selon Blanchard (2004), la théorie de la dominance budgétaire permet d'expliquer la sur-réaction des taux des BDT de long terme en Brésil entre 2002 et 2003 suite à la politique monétaire restrictive conduite par la Banque Centrale.

Graphique 14 : Evolution des taux souverains et du taux interbancaire en Egypte



Graphique 15 : Evolution des taux souverains et du taux interbancaire en Tanzanie



Source : Fonds Monétaire International

Conclusion

La transmission des décisions de politique monétaire vers les taux des bons du trésor a été évaluée dans le cadre de cette étude à l'aide d'un modèle SVAR et en utilisant deux stratégies d'identification. Cette analyse montre que les chocs de politique monétaire influencent l'évolution des taux souverains de moyen et long terme. Plus précisément, il ressort que la courbe des taux se pentifie suite à un choc de politique monétaire. En outre, une part importante de la réaction des taux souverains, surtout ceux à échéance de 5 ans et 10 ans, est expliquée par la composante « prime de risque » qui tient compte des risques d'inflation, de défaut et de liquidité.

Ces résultats sont corroborés par une analyse rétrospective de la forme de la courbe des taux suite aux décisions de politique monétaire. En effet, durant la période 2012-2014, les taux des bons du trésor ont affiché une tendance haussière dans un contexte de détérioration à la fois des comptes publics et externes et ce malgré une politique monétaire accommodante. De même, la période récente 2015-2017, a été marquée par la synchronisation entre les taux souverains et le taux directeur. Les décisions de septembre, décembre 2014 et mars 2016 conjuguées à la discipline budgétaire et à l'assainissement des équilibres macroéconomiques ont contribué à l'aplatissement de la courbe des taux.

Les conclusions de cette étude sont en ligne avec les travaux ayant porté sur le Maroc et ceux ayant traité cette question dans des pays en développement qui ont connu des périodes d'instabilité macroéconomique. Néanmoins, ces résultats contrastent avec ceux obtenus par des pays développés qui stipulent que l'impact des chocs positifs de la politique monétaire s'estompe au fur et à mesure que la maturité augmente, entraînant ainsi un aplatissement de la courbe des taux. A cet égard, l'adoption du régime de ciblage d'inflation à un stade avancé du processus de flexibilisation du taux de change est de nature à consolider les marges de manœuvre de Bank Al-Maghrib en renforçant l'ancrage des anticipations d'inflation. De même, le maintien des équilibres macroéconomiques est à même de réduire le risque souverain et de renforcer la transmission des chocs monétaires vers les différents compartiments du marché financier.

Enfin, il convient de rappeler que cette étude s'est basée sur les modèles SVAR qui n'échappent pas à la critique de Lucas (1976). Plusieurs travaux récents à l'instar de Bekaert et al. (2010) et Kulish et Rees (2011) recourent aux modèles structurels de type DSGE afin de traiter de manière endogène la composante prime de risque. Cette approche pourrait être examinée dans le cadre de travaux futurs en vue d'évaluer l'incidence de la prime de risque sur les titres souverains au Maroc.

Bibliographie

- Ahokpossi, C., Garcia Martinez, P., & Kemoe, L. (2016). *Monetary and Fiscal Policies and the Dynamics of the Yield Curve in Morocco*. IMF working paper 16/103.
- Aktas, Z., Kaya, N., & Özlale, Ü. (2010). *Coordination between monetary policy and fiscal policy for an inflation targeting emerging market*. Journal of International Money and Finance, 29(1), 123-138.
- Ang, A., & Piazzesi, M. (2003). *A no-arbitrage vector autoregression of term structure dynamics with macroeconomic and latent variables*. Journal of Monetary economics, 50(4), 745-787.
- Benchimol, J., & Fourçans, A. (2017). *Money and monetary policy in the Eurozone: an empirical analysis during crises*. Macroeconomic Dynamics, 21(3), 677-707.
- Bekaert, G., Cho, S., & Moreno, A. (2010). *New Keynesian macroeconomics and the term structure*. Journal of Money, Credit and Banking, 42(1), 33-62.
- Berg, A., Karam, P. D., & Laxton, D. (2006). *A practical model-based approach to monetary policy analysis-overview*. IMF Working Papers 06/80.
- Berkelmans, L. (2005). *Credit and monetary policy: An Australian SVAR*. Reserve Bank of Australia. Research Discussion Paper.
- Berument, H., & Froyen, R. T. (2006). *Monetary policy and long-term US interest rates*. Journal of Macroeconomics, 28(4), 737-751.
- Biau, O., & Girard, É. (2005). *Politique budgétaire et dynamique économique en France: l'approche VAR structurel*. Economie & prévision, (3), 1-23.
- Billmeier, A., & Al-Mashat, R. (2007). *The monetary transmission mechanism in Egypt*. IMF Working Paper 07/285.
- Blanchard, O. (2000). *What do we know about macroeconomics that Fisher and Wicksell did not?*. The Quarterly Journal of Economics, 115(4), 1375-1409.
- Blanchard, O. (2004). *Fiscal Dominance and Inflation Targeting: Lessons from Brazil*. NBER Working Paper no. 10389.
- Bulíř, A., & Vlček, J. (2016). *Monetary Transmission: Are Emerging Market and Low Income Countries Different?* Czech National Bank working paper 2/2016.
- Calvo, G., (2003). *Explaining sudden stop, growth collapse and bop crisis*. IMF Staff Papers 50, 1–20 (special issue).
- Christiano, L. J., Eichenbaum, M., & Evans, C. L. (1999). *Monetary policy shocks: What have we learned and to what end?* Handbook of macroeconomics, 1, 65-148.
- Christiano, L. J., Eichenbaum, M., & Evans, C. (1996a). *The effects of monetary policy shocks: some evidence from the flow of funds*. Review of Economics and Statistics. 78:16-34.
- Christiano, L. J., Eichenbaum, M., & Evans, C. L. (1996b). *Identification and the effects of monetary policy shocks*. Financial Factors in Economic Stabilization and Growth, 36-74.
- Clements, M. P., & Mizon, G. E. (1991). *Empirical analysis of macroeconomic time series: VAR and structural models*. European Economic Review, 35(4), 887-917.
- Cook, T., & Hahn, T. (1989). *The effect of changes in the federal funds rate target on market interest rates in the 1970s*. Journal of Monetary Economics, 24(3), 331-351.

- Cunningham, A., Dixon, L., & Hayes, S. (2001). *Analysing yield spreads on emerging market sovereign bonds*. Financial Stability Review, 11, 175-86.
- Davoodi, H. R., Dixit, S., & Pinter, G. (2013). *Monetary transmission mechanism in the East African Community: An empirical investigation*. IMF Working Papers 13/39.
- De Bondt, G. J. (2005). *Interest rate pass-through: empirical results for the Euro Area*. German Economic Review, 6(1), 37-78.
- Dell’Erba, S., Hausmann, R., & Panizza, U. (2013). *Debt levels, debt composition, and sovereign spreads in emerging and advanced economies*. Oxford Review of Economic Policy, 29(3), 518-547.
- Diebold, F. X., & Li, C. (2006). *Forecasting the term structure of government bond yields*. Journal of econometrics, 130(2), 337-364.
- Edelberg, W., & Marshall, D. (1996). *Monetary policy shocks and long-term interest rates*. Economic Perspectives-Federal Reserve Bank of Chicago, 20, 2-17.
- Evans, C. L., & Marshall, D. A. (1998, December). *Monetary policy and the term structure of nominal interest rates: evidence and theory*. In Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy (Vol. 49, pp. 53-111). North-Holland.
- Evans, C. L., & Marshall, D. A. (2007). *Economic determinants of the nominal treasury yield curve*. Journal of Monetary Economics, 54(7), 1986-2003.
- Favero, C., & Giavazzi, F. (2004). *Inflation Targeting and Debt: Lessons from Brazil*. NBER Working Paper no. 10390.
- Ferrucci, G. (2003). *Empirical determinants of emerging market economies' sovereign bond spreads*. Bank of England’s working paper series. Working Paper no. 205.
- Gravelle, T. (1999). *Liquidity of the government of Canada securities market: stylized facts and some market microstructure comparisons to the United States treasury market*. Bank of Canada. Working Papers 99-11.
- Hicks, J. (1937). *Mr. Keynes and the 'Classics'; A Suggested Interpretation*. Econometrica, 5: 147–159.
- Hördahl, P., Tristani, O., & Vestin, D. (2006). *A joint econometric model of macroeconomic and term-structure dynamics*. Journal of Econometrics, 131(1), 405-444.
- Kulish, M., & Rees, D. (2011). *The yield curve in a small open economy*. Journal of International Economics, 85(2), 268-279.
- Kuttner, K. N. (2001). *Monetary policy surprises and interest rates: Evidence from the Fed funds futures market*. Journal of monetary economics, 47(3), 523-544.
- Larraín, M. (2005). *Monetary policy and long-term interest rates in Chile*. Documentos de Trabajo (Banco Central de Chile), (335).
- Litterman, R. B., & Scheinkman, J. (1991). *Common factors affecting bond returns*. The Journal of Fixed Income, 1(1), 54-61.
- Lowe, P. (1995). *The link between the cash rate and market interest rates*. Reserve Bank of Australia. Research Discussion Paper 9504.
- Lucas, R. E. (1976, January). *Econometric policy evaluation: A critique*. In Carnegie-Rochester conference series on public policy (Vol. 1, pp. 19-46). North-Holland.

- Lütkepohl, H., & Reimers, H. E. (1992). *Impulse response analysis of cointegrated systems*. Journal of economic dynamics and control, 16(1), 53-78.
- Mehra, Y. P. (1996). *Monetary policy and long-term interest rates*. Federal Reserve Bank of Richmond, Economic Quarterly Volume 82/3.
- Mishkin, F. S. (1995). *Symposium on the Monetary Transmission Mechanism*. The Journal of Economic Perspectives, 9(4), 3-10.
- Mishra, P., & Montiel, P. (2012). *How effective is monetary transmission in low-income countries? A survey of the empirical evidence*. IMF working paper 12/143.
- Mohanty, M. S., & Turner, P. (2008). *Monetary policy transmission in emerging market economies: what is new?* BIS papers, 35, 1-60.
- Moreno, R. (2008). *Monetary policy transmission and the long-term interest rate in emerging markets*. BIS Papers, (35), 61-80.
- Poddar, T., Sab, R., & Khachatryan, H. (2006). *The monetary transmission mechanism in Jordan*. IMF Working Papers 06/48.
- Poole, W. (2006). *The Fed's monetary policy rule*. Review-Federal Reserve Bank of Saint Louis, 88(1), 1.
- Rabanal, P., & Schwartz, G. (2001). *Testing the effectiveness of the overnight interest rate as a monetary policy instrument*. Brazil: selected issues and statistical appendix.
- Radecki, L. J., & Reinhart, V. (1994). *The financial linkages in the transmission of monetary policy in the United States*. In: National Differences in Interest Rate Transmission, 291-337. Bank for International Settlements.
- Roley, V. V., & Sellon Jr, G. H. (1995). *Monetary policy actions and long-term interest rates*. Economic Review-Federal Reserve Bank of Kansas City, 80(4), 73.
- Romer, C. D., & Romer, D. H. (1994). *Monetary policy matters*. Journal of Monetary Economics, 34(1), 75-88.
- Rudebusch, G. D., & Wu, T. (2004). *The recent shift in term structure behavior from a no-arbitrage macro-finance perspective*. Federal Reserve Bank of San Francisco, Working Paper, (25).
- Sargent, T., & Wallace, N. (1981). *Some unpleasant monetary arithmetic*. Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review.
- Sims, C. A., & Zha, T. (2006). *Does monetary policy generate recessions?* Macroeconomic Dynamics, 10(2), 231-272.
- Sims, C. A., Stock, J. H., & Watson, M. W. (1990). *Inference in linear time series models with some unit roots*. Econometrica: Journal of the Econometric Society, 113-144.
- Turner, P. (2002). *Bond markets in emerging economies: an overview of policy issues*. BIS papers, 11, 1-12.
- Woodford, M. (2001). *Fiscal Requirements for Price Stability*. Journal of Money, Credit, and Banking, vol. 33. no 3, p. 669-728.

Annexes

Annexe 1 : Choix du retard optimal des modèles SVAR

Tableau 1 : Choix du nombre optimal de retards du modèle CEE (1999) avec taux de 2 ans

Retard	Ratio de vraisemblance	Akaïke	Schwarz	Hannan-Quinn
0	-	-11.56498	-11.35170	-11.48846
1	290.1913*	-19.07661*	-17.79694*	-18.61747*
2	29.03143	-18.83139	-16.48534	-17.98965
3	22.38868	-18.52276	-15.11033	-17.29841

Tableau 2 : Choix du nombre optimal de retards du modèle CEE (1999) avec taux de 5 ans

Retard	Ratio de vraisemblance	Akaïke	Schwarz	Hannan-Quinn
0	-	-11.43024	-11.21697	-11.35372
1	292.2149*	-19.00319*	-17.72353*	-18.54406*
2	31.02651	-18.82923	-16.48318	-17.98749
3	21.87435	-18.49824	-15.08580	-17.27388

Tableau 3 : Choix du nombre optimal de retards du modèle CEE (1999) avec taux de 10 ans

Retard	Ratio de vraisemblance	Akaïke	Schwarz	Hannan-Quinn
0	-	-11.22211	-11.00883	-11.14559
1	293.3342*	-18.82898*	-17.54931*	-18.36984*
2	31.73187	-18.68021	-16.33416	-17.83846
3	21.76791	-18.34459	-14.93215	-17.12023

Tableau 4 : Choix du nombre optimal de retards du modèle SZ (2006) avec taux de 2 ans

Retard	Ratio de vraisemblance	Akaïke	Schwarz	Hannan-Quinn
0	-	-3.685281	-3.472004	-3.608759
1	257.2467*	-10.19859*	-8.918923*	-9.739454*
2	29.05093	-9.954068	-7.608019	-9.112326
3	23.30960	-9.685477	-6.273043	-8.461125

Tableau 5 : Choix du nombre optimal de retards du modèle SZ (2006) avec taux de 5 ans

Retard	Ratio de vraisemblance	Akaïke	Schwarz	Hannan-Quinn
0	-	-3.532632	-3.319355	-3.456110
1	260.1750*	-10.13467*	-8.855009*	-9.675539*
2	30.24690	-9.932866	-7.586818	-9.091124
3	21.24852	-9.574664	-6.162230	-8.350312

Tableau 6 : Choix du nombre optimal de retards du modèle SZ (2006) avec taux de 10 ans

Retard	Ratio de vraisemblance	Akaïke	Schwarz	Hannan-Quinn
0	-	-4.312516	-4.090323	-4.235815
1	236.4197*	-11.03635	-9.703192*	-10.57614*
2	27.67634	-10.76096	-8.316838	-9.917247
3	35.21610	-11.18586*	-7.630783	-9.958651

* significativité à 1%

Annexe 2 : Résultats d'estimation des modèles VAR (1) réduits

**Tableau 7 : Résultats d'estimation du modèle VAR(1)
réduit selon CEE (1999) sur le taux 2 ans**

	LPIB	LIPC	LPCOM	TMP	Tx_2Y
LPIB(-1)	0,64 [5,86]	0,04 [0,91]	0,34 [1,74]	-3,6 [-3,37]	-3,81 [-2,72]
LIPC(-1)	0,77 [2,80]	0,82 [8,28]	-0,77 [-1,57]	4,94 [1,84]	5,56 [1,58]
LPCOM(-1)	0,11 [1,78]	0,04 [1,53]	0,76 [6,57]	1,6 [2,54]	2,07 [2,51]
TMP(-1)	-0,02 [-1,31]	0 [0,23]	0,01 [0,41]	0,46 [3,32]	-0,21 [-1,12]
Tx_2Y(-1)	0 [-0,02]	0 [-1,46382]	0,01 [0,92]	0,07 [0,89]	0,87 [8,85]
C	0,24 [0,58]	0,21 [1,43]	0,69 [0,94]	13,59 [3,42]	10,37 [1,99]
R ² ajusté	0,98	0,98	0,82	0,83	0,88
Somme carrée des résidus	0,01	0	0,03	0,86	1,48
F-statistique	418,61	382,71	38,35	41,29	59,76
Log de vraisemblance	114,53	156,12	90,72	21,03	9,98

**Tableau 8 : Résultats d'estimation du modèle VAR(1)
réduit selon CEE(1999) sur le taux 5 ans**

	LPIB	LIPC	LPCOM	TMP	Tx_5Y
LPIB(-1)	0,64 [5,87]	0,04 [1,01]	0,33 [1,67]	-3,66 [-3,40]	-4,04 [-2,64]
LIPC(-1)	0,77 [2,80]	0,82 [8,21]	-0,74 [-1,50]	5,09 [1,88]	6,34 [1,64]
LPCOM(-1)	0,11 [1,70]	0,04 [1,55]	0,77 [6,54]	1,69 [2,63]	2,33 [2,55]
TMP(-1)	-0,02 [-1,47]	0 [0,12]	0,02 [0,66]	0,51 [3,74]	-0,17 [-0,87]
Tx_5Y(-1)	0 [0,14]	0 [-1,44]	0,01 [0,62]	0,03 [0,45]	0,85 [8,65]
C	0,26 [0,63]	0,2 [1,35]	0,64 [0,86]	13,14 [3,23]	8,18 [1,41]
R ² ajusté	0,98	0,98	0,82	0,83	0,87
Somme carrée des résidus	0,01	0	0,03	0,88	1,77
F-statistique	418,85	382,15	37,76	40,48	52,73
Log de vraisemblance	114,54	156,09	90,45	20,68	6,21

**Tableau 9 : Résultats d'estimation du modèle VAR(1)
réduit selon CEE (1999) sur le taux 10 ans**

	LPIB	LIPC	LPCOM	TMP	Tx_10Y
LPIB(-1)	0,64 [5,84]	0,04 [1,09]	0,33 [1,64]	-3,64 [-3,37]	-4,25 [-2,42]
LIPC(-1)	0,77 [2,81]	0,81 [8,08]	-0,73 [-1,48]	5,08 [1,87]	7,63 [1,73]
LPCOM(-1)	0,11 [1,73]	0,03 [1,46]	0,78 [6,72]	1,83 [2,88]	2,51 [2,43]
TMP(-1)	-0,02 [-1,51]	0 [0,05]	0,02 [0,89]	0,55 [4,23]	-0,1 [-0,45]
Tx_10Y(-1)	0 [0,12]	0 [-1,28]	0 [0,31]	-0,01 [-0,15]	0,82 [8,21]
C	0,26 [0,62]	0,21 [1,35]	0,57 [0,75]	12,24 [2,97]	3,69 [0,55]
R ² ajusté	0,98	0,98	0,82	0,83	0,84
Somme carrée des résidus	0,01	0	0,03	0,88	2,32
F-statistique	418,8	377,52	37,39	40,23	41,78
Log de vraisemblance	114,54	155,84	90,28	20,57	0,73

Statistique de Student entre []

**Tableau 10 : Résultats d'estimation du modèle VAR(1)
réduit selon SZ (2006) sur le taux 2 ans**

	DMI	TMP	LIPC	LPIB	Tx_2Y
DMI(-1)	-0,2394	-0,0006	0,0003	0,0004	0,0011
	[-1,38]	[-0,04]	[0,75]	[0,35]	[0,06]
TMP(-1)	-3,97	0,56	0	-0,01	-0,08
	[-1,89]	[3,58]	[0,87]	[-0,66]	[-0,37]
LIPC(-1)	-49,52	4,29	0,8	0,71	4,67
	[-1,25]	[1,46]	[7,85]	[2,48]	[1,22]
LPIB(-1)	9,97	-2,52	0,07	0,73	-2,38
	[0,68]	[-2,31]	[1,74]	[6,80]	[-1,67]
Tx_2Y(-1)	-1,19	0,13	0	0	0,96
	[-1,14]	[1,70]	[-0,87]	[0,63]	[9,44]
C	130,43	11,42	0,12	0,03	7,34
	[2,16]	[2,54]	[0,77]	[0,05]	[1,25]
R ² ajusté	0,27	0,8	0,98	0,98	0,86
Somme carrée des résidus	184,47	1,02	0	0,01	1,74
F-statistique	3,96	33,73	363,95	384,65	49,52
Log de vraisemblance	-89,01	17,54	155,11	112,82	6,57

**Tableau 11 : Résultats d'estimation du modèle VAR(1)
réduit selon SZ (2006) sur le taux 5 ans**

	DMI	TMP	LIPC	LPIB	Tx_5Y
DMI(-1)	-0,261	0	0	0,001	0,004
	[-1,52]	[-0,00]	[0,71]	[0,42]	[0,22]
TMP(-1)	-3,7	0,61	0	-0,01	-0,01
	[-1,88]	[4,05]	[0,79]	[-0,79]	[-0,04]
LIPC(-1)	-51,88	4,54	0,8	0,72	5,49
	[-1,33]	[1,53]	[7,80]	[2,53]	[1,30]
LPIB(-1)	11,75	-2,6	0,07	0,72	-2,51
	[0,80]	[-2,34]	[1,77]	[6,72]	[-1,59]
Tx_5Y(-1)	-1,42	0,1	0	0,01	0,95
	[-1,51]	[1,37]	[-0,77]	[0,85]	[9,35]
C	120,34	11,1	0,12	0,07	4,91
	[2,00]	[2,41]	[0,78]	[0,15]	[0,75]
R ² ajusté	0,29	0,8	0,98	0,98	0,84
Somme carrée des résidus	179,55	1,05	0	0,01	2,1
F-statistique	4,26	32,61	362,29	388,32	43,38
Log de vraisemblance	-88,45	16,97	155,02	113,01	2,72

**Tableau 12 : Résultats d'estimation du modèle VAR(1)
réduit selon SZ (2006) sur le taux 10 ans**

	DMI	TMP	LIPC	LPIB	Tx_10Y
DMI(-1)	-0,62	0,014	0	0,003	0,01
	[-4,60]	[0,89]	[0,01]	[2,21]	[0,42]
TMP(-1)	-3,43	0,7	0	-0,01	0,15
	[-2,57]	[4,66]	[0,67]	[-0,47]	[0,60]
LIPC(-1)	-97,09	5,02	0,77	0,83	5,4
	[-3,21]	[1,46]	[6,30]	[2,85]	[0,97]
LPIB(-1)	17,51	-2,32	0,07	0,73	-1,77
	[1,56]	[-1,83]	[1,59]	[6,80]	[-0,88]
Tx_10Y(-1)	0,12	0,01	0	0	0,86
	[0,20]	[0,11]	[-0,32]	[0,03]	[7,79]
C	255,79	5,44	0,21	-0,53	-3,66
	[5,53]	[1,04]	[1,15]	[-1,20]	[-0,43]
R ² ajusté	0,52	0,67	0,97	0,98	0,75
Somme carrée des résidus	73,45	0,94	0	0,01	2,45
F-statistique	8,95	15,37	248,24	391,6	22,31
Log de vraisemblance	-65,19	15,46	138,89	106,83	-2,27

Statistique de Student entre []

Annexe 3 : Résultats de la Décomposition de la Variance

Tableau 13 : Décomposition de la variance du taux des BDT de 2 ans selon CEE (1999)

Horizon	1 T	4T	8T	20T
ε_{PIB}	2,04	2,41	2,7	7,74
ε_{IPC}	0,08	1,74	1,94	6,76
ε_{PCOM}	1,54	18,92	27,76	24,55
ε_{TMP}	16,55	8,65	7,63	7,13
ε_{Tx_2Y}	79,77	68,25	59,92	53,8

Tableau 14 : Décomposition de la variance du taux des BDT de 5 ans selon CEE (1999)

Horizon	1 T	4T	8T	20T
ε_{PIB}	1,76	1,9	1,91	5,64
ε_{IPC}	2,15	1,89	2,06	7,19
ε_{PCOM}	12,95	26,56	38,78	37,8
ε_{TMP}	15,91	13,05	12,39	12,73
ε_{Tx_5Y}	67,23	56,6	44,86	36,64

Tableau 15 : Décomposition de la variance du taux des BDT de 10 ans selon CEE(1999)

Horizon	1 T	4T	8T	20T
ε_{PIB}	1,57	1,52	1,31	3,3
ε_{IPC}	1,54	1,37	2,11	8,9
ε_{PCOM}	14,04	28,46	42,82	44,48
ε_{TMP}	24,99	21,97	20,41	19,79
ε_{Tx_10Y}	57,86	46,68	33,34	23,52

Tableau 16 : Décomposition de la variance du taux des BDT de 2 ans selon SZ (2006)

Horizon	1 T	4T	8T	20T
ε_{M1}	5,26	4,37	4,47	4,86
ε_{TMP}	20,03	17,49	17,93	17,69
ε_{IPC}	2,93	8,86	9,51	7,6
ε_{PIB}	5,8	2,1	3,04	10,09
ε_{Tx_2Y}	65,95	67,15	65,03	59,74

Tableau 17 : Décomposition de la variance du taux des BDT de 5 ans selon SZ (2006)

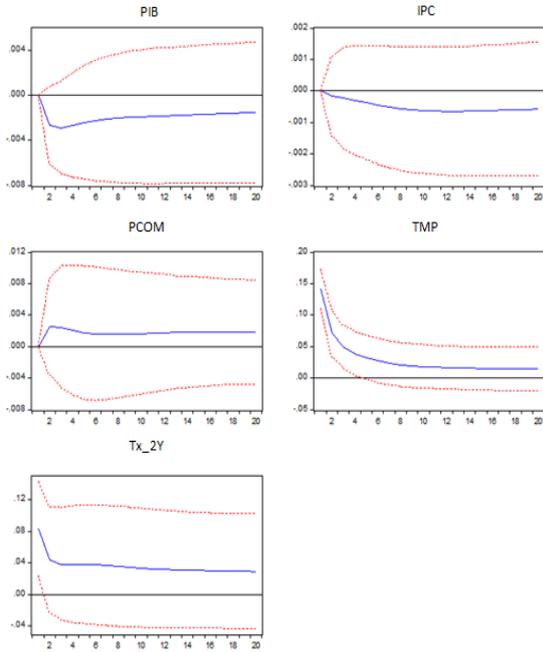
Horizon	1 T	4T	8T	20T
ε_{M1}	6,02	5,02	5,3	5,95
ε_{TMP}	24,89	25,26	27,32	28,8
ε_{IPC}	4,62	11,86	13,28	10,91
ε_{PIB}	5,88	1,96	2,35	7,97
ε_{Tx_5Y}	58,56	55,86	51,73	46,33

Tableau 18 : Décomposition de la variance du taux des BDT de 10 ans selon SZ (2006)

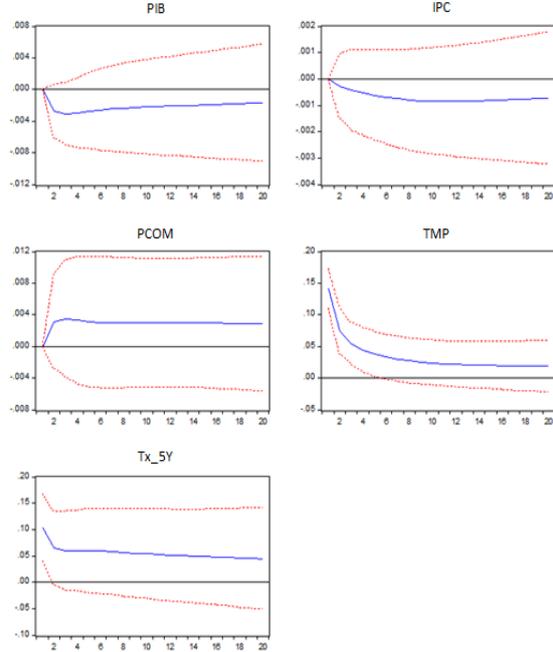
Horizon	1 T	4T	8T	20T
ε_{M1}	5,04	5,74	5,3	4,74
ε_{TMP}	35,5	41,29	46,4	48,96
ε_{IPC}	2,8	6,33	7,81	7,22
ε_{PIB}	0,82	0,35	1,04	5,11
ε_{Tx_10Y}	55,84	46,3	39,45	33,97

Annexe 4 : Fonctions de Réponses Impulsionnelles (IRFs)

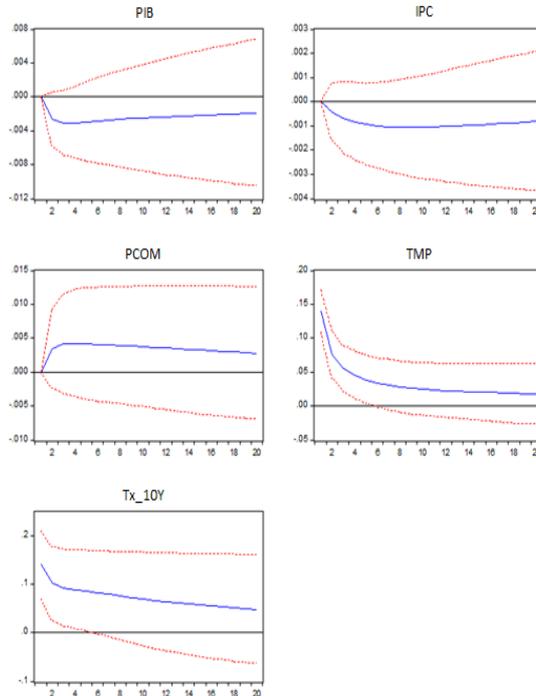
Graphique 16 : Réponse du taux BDT 2 ans au choc de politique monétaire selon l'identification CEE(1999)



Graphique 17 : Réponse du taux BDT 5 ans au choc de politique monétaire selon l'identification CEE(1999)

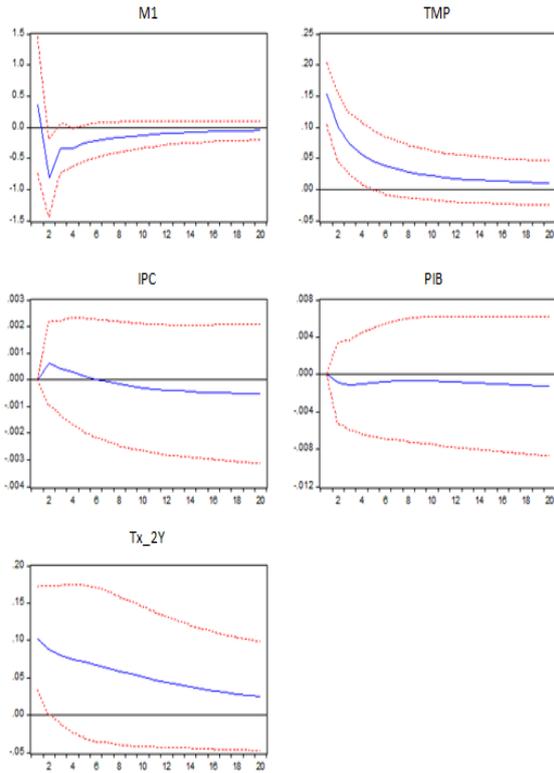


Graphique 18 : Réponse du taux BDT 10 ans au choc de politique monétaire selon l'identification CEE(1999)

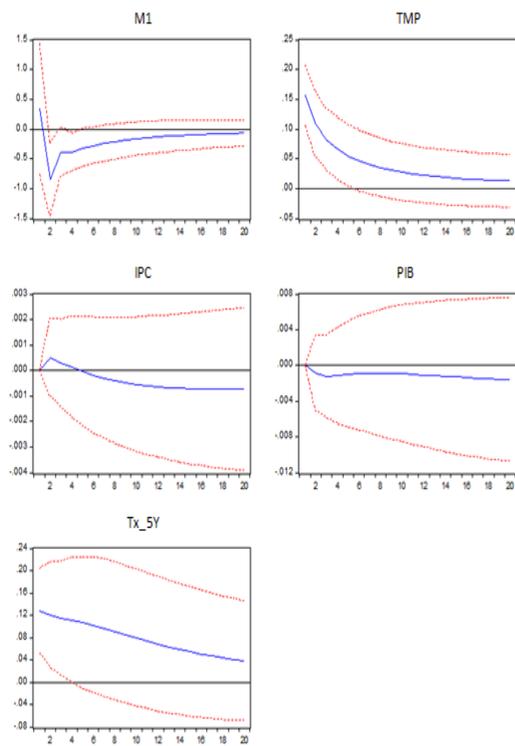


Les lignes bleues présentent les réponses impulsionnelles et les lignes rouges les intervalles de confiance à 95% y afférents

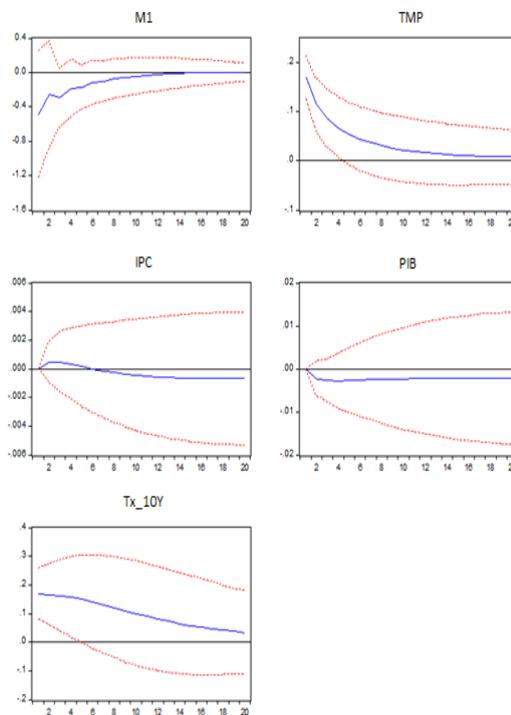
Graphique 19 : Réponse du taux BDT 2 ans au choc de politique monétaire selon l'identification SZ (2006)



Graphique 20 : Réponse du taux BDT 5 ans au choc de politique monétaire selon l'identification SZ (2006)



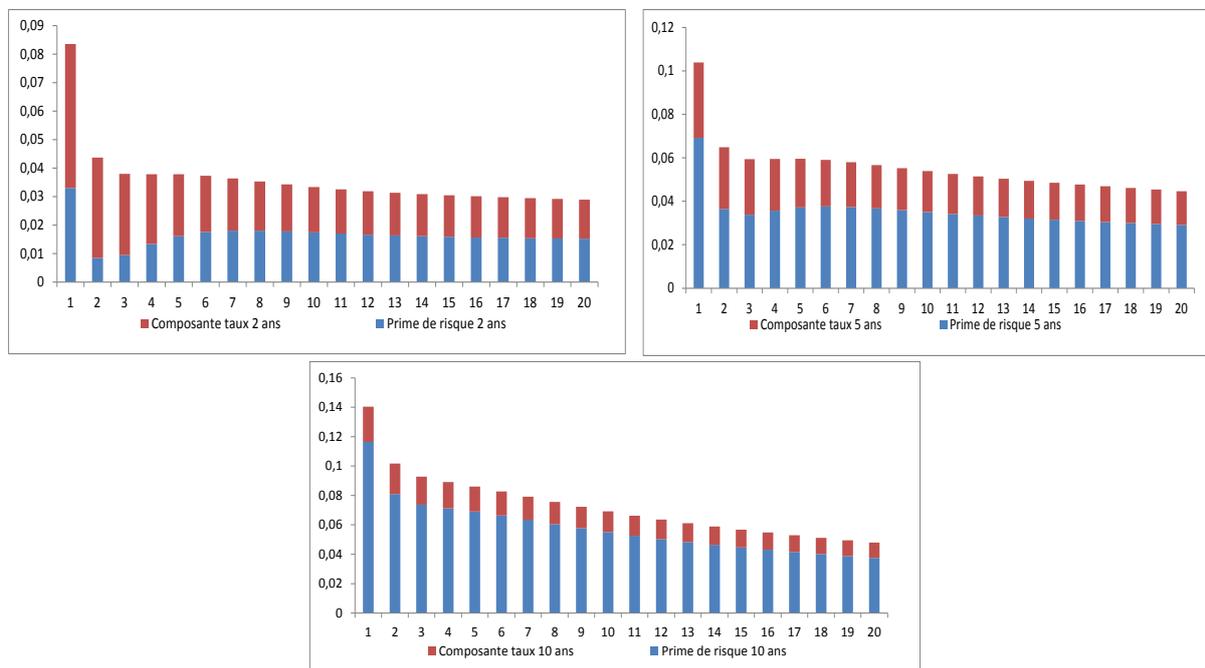
Graphique 21 : Réponse du taux BDT 10 ans au choc de politique monétaire selon l'identification SZ (2006)



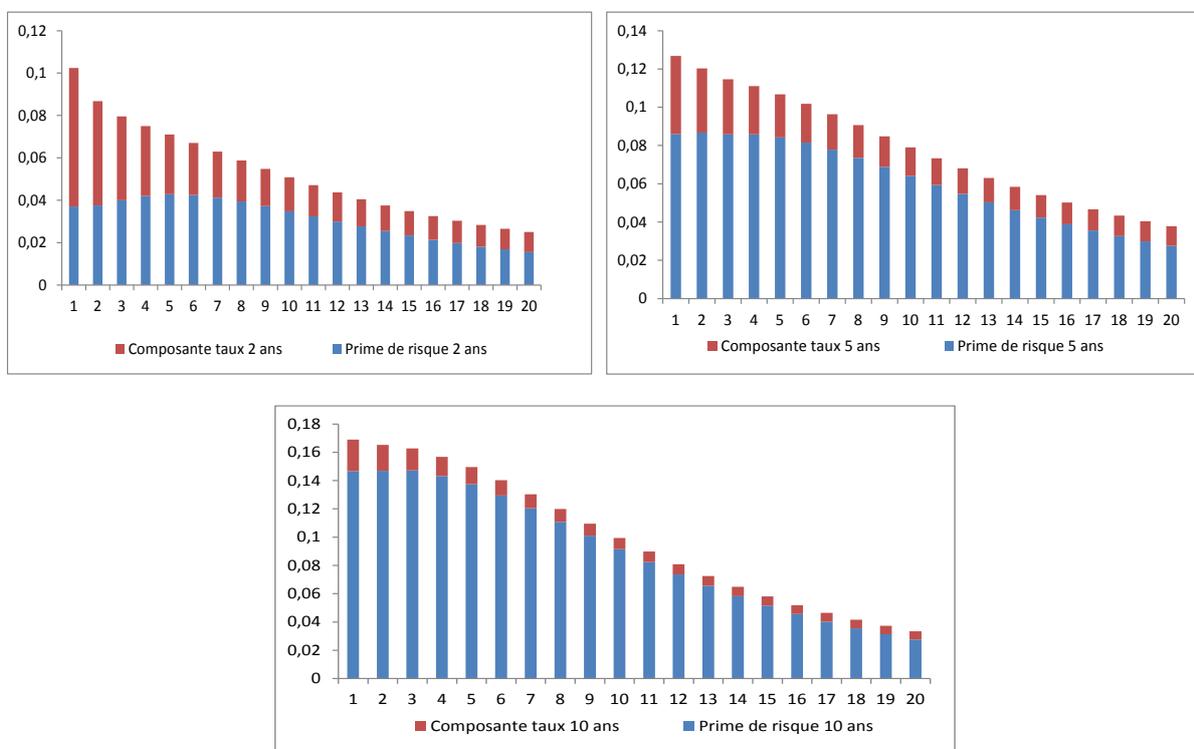
Les lignes bleues présentent les réponses impulsionnelles et les lignes rouges les intervalles de confiance à 95% y afférents

Annexes 5 : Décomposition des réactions des taux souverains

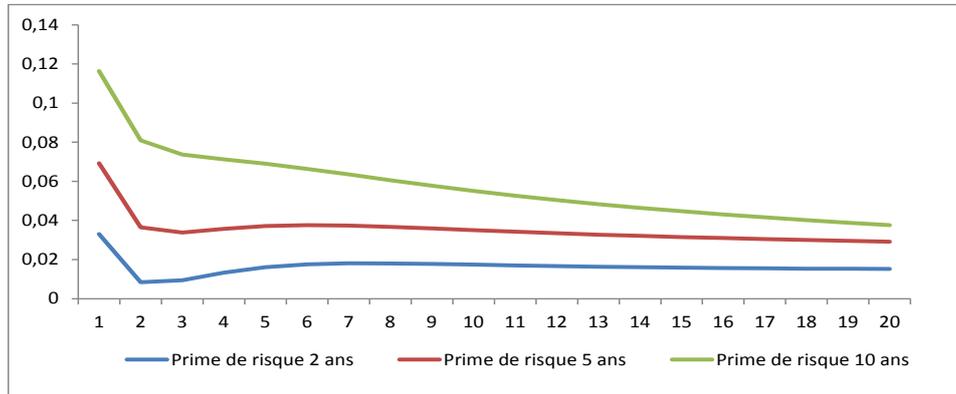
Graphique 22 : Décomposition de la réaction des taux souverains au choc du TMP selon CEE (1999)



Graphique 23 : Décomposition de la réaction des taux souverains au choc du TMP selon SZ (2006)



Graphique 24 : Réponse des primes de risque au choc de politique monétaire de 15 points de base selon CEE (1999)



Graphique 25 : Réponse des primes de risque au choc de politique monétaire de 15 points de base selon SZ (2006)

