

Analyse de l'impact de la communication de Bank Al-Maghrib sur la courbe des taux

Analysis of the Impact of Bank Al-Maghrib's Communication on the Yield Curve

BOURAS Marwa

Doctorant

Faculté des Sciences Juridiques Economique et Sociale Salé
Université Mohamed V de Rabat - Maroc
Equipe de recherche Monnaie, Banque et Finance

NAHHAL Benaissa

Enseignant chercheur

Faculté des Sciences Juridiques Economique et Sociale Salé
Université Mohamed V de Rabat - Maroc
Equipe de recherche Monnaie, Banque et Finance

Date de soumission : 29/07/2026

Date d'acceptation : 04/09/2026

Pour citer cet article :

Bouras. M. & NAHHAL. B. (2026) « Analyse de l'impact de la communication de Bank Al-Maghrib sur la courbe des taux », Revue Française d'Economie et de Gestion « Volume 7 : Numéro 9 » pp : 466- 488.

Author(s) agree that this article remain permanently open access under the terms of the Creative Commons
Attribution License 4.0 International License



Résumé

L'objectif de notre étude est d'évaluer l'efficacité de la stratégie de communication de Bank Al-Maghrib en tant qu'instrument de politique monétaire. Plus précisément, il s'agit d'analyser comment les signaux qualitatifs envoyés par la banque centrale lors de ses conseils influencent la structure à terme des taux d'intérêt au Maroc. Ainsi, pour isoler l'effet spécifique de la communication, notre travail a adopté une étude d'événement permettant d'identifier les surprises monétaires à haute fréquence. Ces chocs servent ensuite de variable dans un cadre de Projections Locales, pour identifier l'impact structurel de la communication sur la courbe des taux. Cependant, nous avons séparé notre échantillon en deux périodes distinctes, une période pré-2021, où les annonces de politique monétaire sont largement anticipées par les acteurs du marché, et une période post-2021, sous l'effet d'une volatilité accrue, la transmission de la parole de la banque centrale change de nature et la surprise devient alors statistiquement significative. Les résultats de notre étude démontrent que dans un contexte d'incertitude, les taux obligataires semblent présenter une sensibilité accrue aux surprises de communication.

Mots clés : Communication ; Projections Locales ; Anticipations de marché ; étude d'événement ; Chocs de communication.

Abstract

The objective of our study was to evaluate the effectiveness of Bank Al-Maghrib's communication strategy as a monetary policy tool. More specifically, we sought to analyze how the qualitative signals sent by the central bank during its policy meetings influence the forward structure of interest rates in Morocco. To isolate the specific effect of communication, our study employs an event study approach to identify high-frequency monetary surprises. These shocks are then used as variables in a Local Projections framework to identify the structural impact of communication on the yield curve. However, we divided our sample into two distinct periods: a pre-2021 period, during which monetary policy announcements were largely anticipated by market participants, and a post-2021 period, during which—amid increased volatility—the transmission of the central bank's messaging changed in nature, and surprises became statistically significant. The results of our study show that, in a context of uncertainty, bond yields appear to be more sensitive to communication surprises.

Keywords : Communication ; Local Projections ; Market Expectations ; Event Study ; Communication Shocks.

Introduction

Traditionnellement, lorsqu'il s'agissait de dévoiler les subtilités de la politique monétaire, les banques centrales se caractérisaient par un mode de fonctionnement réservé et opaque, une pratique qui suscitait souvent des critiques en raison de son manque de clarté. Néanmoins, on a observé ces derniers temps une transition pragmatique, marquée par une évolution concertée vers le renforcement des pratiques de communication concernant les décisions de politique monétaire. Actuellement, les banques centrales se montrent plus ouvertes quant à leurs objectifs et à leurs projections économiques futures. Cette ouverture accrue a stimulé divers efforts visant à renforcer leur communication avec le public. Ce dialogue constant avec les médias et les organismes publics est largement considéré comme une stratégie visant à renforcer l'égalité d'information entre les acteurs du marché, contribuant ainsi à la stabilité des politiques et à la transmission efficace de la politique monétaire, comme l'ont souligné (Mishkin, 1995) ainsi que (Sturm & De Haan, 2011). En outre, les banques centrales recourent à la communication stratégique pour diffuser des informations pertinentes sur la conjoncture économique, qui sous-tend leurs décisions de politique monétaire. Ce qui renforce la prévisibilité, l'évaluation impartiale des risques et la confiance accordée à l'autorité monétaire, comme l'expliquent (Petrova & Trunin, 2021). Cependant, la littérature académique a évolué pour examiner les implications plus larges du discours des banques centrales sur divers indicateurs macroéconomiques, allant au-delà de sa fonction communicative première (Ferrara & Angino, 2022). Dans ce contexte, notre travail cherche à contribuer à la littérature sur la communication des banques centrales en apportant une analyse empirique appliquée au cas marocain, encore peu étudié sous l'angle de la réaction du marché obligataire aux surprises associées aux annonces de politique monétaire de Bank Al-Maghrib et à leur transmission dynamique le long de la courbe des taux. Analyser la réaction du marché autour des annonces peut refléter l'information contenue dans le discours, les orientations futures de la politique monétaire et les révisions d'anticipations des agents apportant ainsi un éclairage complémentaire à une étude classique du taux directeur. Ainsi, cette étude cherche à déterminer dans quelle mesure la réaction inattendue du marché autour des annonces de politique de Bank Al-Maghrib influence le taux des Bons du Trésor à 2 ans et si cette sensibilité est liée au contexte macroéconomique. À partir de cette problématique, trois hypothèses sont formulées. Pour répondre à ces hypothèses, nous avons construit un Proxy_Schock à partir de la variation du taux des Bons du Trésor à 52 semaines entre la veille et le lendemain des réunions de Bank Al-Maghrib afin d'approcher la composante inattendue

de l'information reçue par le marché autour des annonces de politique monétaire. Cet indicateur est ensuite utilisé dans le cadre des projections locales. Ainsi, afin d'évaluer si l'efficacité de la communication varie selon le contexte macroéconomique, l'échantillon est scindé en deux sous-périodes : une période de stabilité pré-2021 durant laquelle les annonces de politique monétaire sont largement anticipées par les marchés, et une période post-2021, marquée par la crise inflationniste mondiale. Les résultats suggèrent que dans un environnement économique plus incertain, la communication de Bank Al-Maghrib peut renforcer la transmission de la politique monétaire en influençant les anticipations des agents et, par conséquent, la dynamique de la courbe des taux. La suite du papier est donc organisée de la façon suivante : Dans un premier temps nous analyserons la littérature relative à la communication des banques centrales et son effet sur la structure par terme des taux d'intérêt. Dans un deuxième temps nous présenterons une analyse empirique des effets de la communication des banques centrales mesurées par une étude d'événements et dans un dernier temps nous mettrons en œuvre une approche par projections locales afin d'évaluer les effets de la communication de Bank Al-Maghrib sur la structure des taux.

1. Communication des banques centrales et variation des taux d'intérêt : Revue de la littérature

Les recherches reconnaissent de plus en plus l'importance de la communication des banques centrales dans l'évolution des variables macroéconomiques, telles que l'inflation et les taux d'intérêt. Toutefois, la manière dont la communication de la banque centrale influence la structure par terme des taux d'intérêt, demeure encore mal comprise. Certains auteurs soutiennent que la communication de la banque centrale agit principalement sur les taux d'intérêt à long terme (Leombroni et al., 2021), tandis que d'autres estiment qu'elle n'influence que les taux à court terme (Máté et al., 2021). En effet, l'instrument de politique monétaire le plus couramment utilisé est le taux d'intérêt à court terme, que les autorités monétaires peuvent contrôler directement. En revanche, elles ne peuvent pas agir directement sur les taux d'intérêt de plus longue maturité. Pourtant, l'ensemble de la structure par terme des taux d'intérêt influence les décisions d'investissement et de consommation, ce qui rend toutes les échéances pertinentes pour les décideurs publics. Une modification du taux directeur par la banque centrale peut avoir un effet indirect sur la courbe des taux, dans la mesure où les investisseurs réagissent à ce changement en ajustant leurs portefeuilles d'actifs. Toutefois, la manière dont ces investisseurs réallouent leurs portefeuilles dépend de leurs anticipations concernant l'évolution future de la politique monétaire ainsi que d'autres

fondamentaux économiques, éléments qui échappent au contrôle direct de l'instrument de politique monétaire qu'est le taux d'intérêt. La littérature récente sur les banques centrales reconnaît que la communication de la banque centrale peut également constituer un véritable instrument de politique monétaire. À ce titre, elle est susceptible d'influencer les taux d'intérêt à moyen et à long terme en orientant les anticipations des agents économiques. En communiquant sa vision sur les futures décisions de politique monétaire, de l'inflation et de l'activité économique, la banque centrale peut modifier les croyances des agents concernant les fondamentaux économiques. Cette révision des anticipations influence leurs décisions d'investissement et, par conséquent, les prix des actifs ainsi que leurs rendements. Ce mécanisme est connu sous le nom d'effet d'information¹. Toutefois, même si la littérature académique a démontré que la communication des banques centrales entraîne une variation des taux d'intérêt du marché sur différentes échéances (Gürkaynak et al. 2005, Boukus et Rosenberg 2006, Blinder et al. 2008, Carvalho et al. 2016), les canaux par lesquels ce phénomène s'opère restent toutefois flous. En effet, le débat persiste quant à la raison pour laquelle la communication des banques centrales influence les taux d'intérêt à long terme bien au-delà de la fourchette dans laquelle les banques centrales cherchent à atteindre leurs objectifs de politique monétaire. Deux contributions importantes proposent des explications différentes. D'une part, (Nakamura & Steinsson 2018) soutiennent que cela est dû au fait que les chocs de politique monétaire transmettent des informations sur les fondamentaux économiques qui influencent les anticipations de marché à long terme concernant la conjoncture économique, ce que (Romer & Romer 2004) ont appelé l'effet d'information. Et d'autre part, (Hanson & Stein 2015) soutiennent que les informations relatives aux anticipations de politique monétaire à court terme se répercutent sur les obligations à plus longue échéance par le biais de l'activité de négociation des investisseurs axés sur le rendement. Selon leur modèle, les baisses (hausses) des taux à court terme incitent ces investisseurs à se tourner vers (ou à se détourner de) les obligations à plus longue échéance, ce qui fait baisser (augmenter) les rendements de ces obligations par le biais de variations de la prime de terme. Cependant, les résultats empiriques concernant l'effet de la communication de la banque centrale sur la structure par terme des taux d'intérêt demeurent toutefois contrastés. Une partie de la littérature conclut que cette communication n'affecte que les taux d'intérêt à court terme (Lucca & Trebbi, 2009 ; Máté et al., 2021), tandis qu'une autre montre

¹ *information effect* : les annonces de la banque centrale conduisent le secteur privé à réviser ses anticipations relatives à la trajectoire future de la politique monétaire et aux perspectives économiques (Romer et Romer, 2000 ; Nakamura et Steinsson, 2018).

qu'elle exerce principalement une influence sur les taux d'intérêt à long terme (Lamla & Lein, 2011 ; Chague et al., 2015 ; Leombroni et al., 2021). Ces divergences peuvent s'expliquer par les différences de données utilisées ainsi que par les hypothèses retenues pour modéliser et estimer la courbe des taux et la communication de la banque centrale. Par exemple, certains travaux supposent que les équations décrivant l'économie et la communication de la banque centrale ne dépendent ni contemporainement ni avec retard des taux d'intérêt, quelle que soit leur maturité. D'autres études modélisent l'effet de la communication sur une seule échéance de taux, ce qui nécessite l'estimation d'un modèle distinct pour chaque maturité. Enfin, une partie de la littérature considère que la communication de la banque centrale est déterminée indépendamment de la forme de la courbe des taux. Cette hypothèse implique une relation unidirectionnelle allant de la communication de la banque centrale vers la courbe des taux. Pourtant, il est plausible que la banque centrale adapte également sa communication en fonction de l'évolution de la courbe des taux, celle-ci reflétant l'état de nombreuses variables macroéconomiques.

2. Analyse empirique des effets de la communication des banques centrales : Etude d'évènements

Afin de mesurer l'effet de la communication de la Banque centrale nous utilisons une approche par étude d'événements qui est désormais couramment employée dans la littérature (Cook & Hahn (1989), Kuttner (2001), Bernanke & Kuttner (2005), parmi tant d'autres). En effet, les études d'événements constituent une approche influente pour analyser les effets causaux directs des décisions de politique monétaire. En se concentrant sur une fenêtre temporelle étroite autour d'un événement et en utilisant des données à haute fréquence, la causalité est identifiée en démêlant et en ordonnant la séquence des événements (Ramey, 2016). La littérature s'est considérablement enrichie depuis les premières études fondatrices utilisant cette stratégie d'identification (Kuttner (2001) ; Cochrane & Piazzesi (2002) ; Rigobon & Sack (2004)). Gürkaynak et al. (2005)) ont recours à l'analyse factorielle avec des données à haute fréquence sur les contrats à terme sur fonds fédéraux et estiment deux facteurs pour expliquer les mouvements des taux d'intérêt des FFF en temps réel. Les auteurs analysent comment les annonces de politique monétaire influencent le deuxième facteur lors des conférences de presse. De même, (Cieslak & Schrimpf, 2019) distinguent les informations monétaires et non monétaires perçues par les marchés lors des conférences de presse des banques centrales et estiment leurs effets distincts sur la corrélation entre les actions et les taux d'intérêt. Les auteurs constatent que la composition des informations dans les

communiqués des banques centrales varie considérablement, les informations non monétaires ayant dominé la communication entre 2008 et 2013, tandis que les informations monétaires ont pris le dessus par la suite. (Swanson, 2021) étend l'approche d'identification de Gürkaynak et al. (2005) aux années qui ont suivi la grande crise financière et constate que des facteurs supplémentaires sont nécessaires pour expliquer les mouvements en temps réel des prix des actifs. En effet, les études d'événements portant sur la BCE exploitent généralement la structure unique des annonces de décisions de politique monétaire, à savoir le décalage horaire entre le communiqué de presse diffusé à 13 h 45 CET et la conférence de presse qui suit à 14 h 30 CET (par exemple, Brand et al. (2010)).⁵ (Altavilla et al. 2019) ont recours à l'analyse factorielle sur des données en temps réel relatives aux swaps indexés au jour le jour (OIS) et prennent en compte trois facteurs latents nécessaires pour expliquer la variance des variations des OIS pendant la conférence de presse depuis la crise financière mondiale. À l'instar de Swanson (2021), ils attribuent cela à l'importance accrue des instruments de politique monétaire non conventionnels tels que l'orientation prospective et l'assouplissement quantitatif. En effet, l'approche par étude d'événements s'impose comme le cadre méthodologique privilégié pour isoler la composante informationnelle des interventions de la Banque Centrale. Contrairement aux modèles macroéconomiques classiques, elle permet de mesurer avec précision la réaction immédiate des taux de marché à la diffusion de nouvelles informations, en neutralisant les bruits de fond économiques. Cette littérature met en évidence que l'efficacité de la communication ne se mesure pas seulement à la clarté du message, mais à sa capacité à modifier significativement la structure par terme des taux d'intérêt au moment précis de l'annonce. Dès lors, l'application d'un modèle économétrique rigoureux sur une fenêtre temporelle ciblée devient essentielle pour tester empiriquement si la stratégie de transparence adoptée par l'institution parvient réellement à ancrer les anticipations des investisseurs et à stabiliser les rendements du marché financier.

3. Méthodologie

3.1. Hypothèses de recherche

Au regard des travaux théoriques et empiriques présentés précédemment et afin de répondre à notre question de recherche trois hypothèses ont été formulées de la façon suivante :

- ✓ **H1** : Les surprises de marché associées aux communications de Bank Al-Maghrib exercent un effet significatif sur le taux des Bons du Trésor à 2 ans.
- ✓ **H2** : L'effet des surprises associées aux annonces de Bank Al-Maghrib se transmet de manière dynamique au taux des Bons du Trésor à 2 ans à différents horizons.

- ✓ **H3:** La sensibilité du taux des Bons du Trésor à 2 ans aux surprises associées aux annonces de Bank Al-Maghrib diffère entre la période post-2021 et la période pré-2021.

3.2. Spécification du modèle

Pour évaluer l'impact de la communication de Bank Al-Maghrib sur la courbe des taux, nous adoptons une approche par Projections Locales (Jordà, 2005). Cette méthode permet d'estimer directement les effets dynamiques du Proxy-Shock sur les variables d'intérêt à différents horizons de projection ce qui permet d'obtenir directement les fonctions de réponse impulsionnelle sans imposer la structure dynamique d'un modèle VAR.

Notre étude s'appuie sur des données mensuelles couvrant la période allant de janvier 2016 à Décembre 2025. Cette période permet d'analyser la transmission de la politique monétaire à travers plusieurs cycles économiques, incluant la phase de transition vers un régime de change plus flexible et la période de forte inflation post-pandémique. Les variables utilisées servent à capturer l'interaction entre les décisions officielles de Bank Al-Maghrib et la réaction des rendements obligataires sur le marché des capitaux. Le tableau ci-dessous synthétise les variables utilisées dans notre modèle.

Tableau N°1 : Présentation des variables

Variables	Description	Rôle dans le modèle
BDT	Bons du trésor à 2ans	Variable dépendante
Taux directeur	Taux directeur de Bank Al-Maghrib	Variable de contrôle
Anticipations	Anticipations de marché	Variable de contrôle
Proxy_Shock	Mesure la surprise du marché associé à l'annonce de la politique monétaire	Variable d'intérêt

Source : Auteur

Cependant, le choix des variables repose sur la littérature relative aux effets de la communication des banques centrales. Le choix du taux des bons du Trésor à 2 ans est motivé par plusieurs raisons. D'une part ce taux reflète les anticipations relatives à l'évolution future du taux directeur largement utilisée pour analyser les effets des annonces de politique monétaire sur les marchés financiers. Et d'autre part, sa maturité intermédiaire le rend particulièrement sensible aux modifications des anticipations relatives à la trajectoire future des taux directeur tous en étant moins influencé que les taux de long terme par les primes de terme et les facteurs structurels. Pour mesurer l'effet de la communication de Bank Al-Maghrib, notre travail utilise un Proxy-Shock, construit à partir d'une étude d'événements. Cette variable mesure la surprise de marché associée à l'annonce de politique monétaire observée autour des réunions du conseil de politique monétaire et permet d'isoler la

composante inattendue des annonces de la banque centrale. Le taux directeur est introduit afin de distinguer les effets propres de la décision de politique monétaire de ceux liés à la communication. Les anticipations des agents économiques sont intégrées au modèle car la littérature considère que la communication influence la transmission de la politique monétaire en modifiant les anticipations des marchés.

Ainsi, afin d'évaluer la réponse dynamique du taux des bons du Trésor à 2 ans aux surprises associés aux annonces de politique monétaire, nous recourons à la méthode des projections locales, pour chaque horizon h , le modèle estimé s'écrit :

$$\Delta BDT_{t+h} = \alpha_h + \beta_h Proxy_Shock_t + \sum_{j=1}^3 \gamma_{h,j} \Delta BDT_{t-j} + \sum_{j=1}^3 \delta_{h,j} \Delta TD_{t-j} + \sum_{j=1}^3 \theta_{h,j} \Delta ANT_{t-j} + \varepsilon_{t+h}$$

Dans cette spécification ΔBDT_{t+h} représente la variation du taux des bons du trésor à deux ans à l'horizon h , tandis que $Proxy_Shock_t$ constitue la variable d'intérêt destinée à capturer la surprise associé à l'annonce de politique monétaire. Les variables de contrôle introduites dans les estimations comprennent trois retards² de la variation du taux directeur ΔTD et de la variation des anticipations de marché ΔANT le coefficient β_h mesure la réponse du taux de BDT à 2 ans au $Proxy_Shock$ pour chaque horizon.

• Horizons et méthode d'estimation

Les projections locales sont estimées pour treize horizons mensuels, allant de $h=0$ à $h=12$. L'horizon $h=0$ correspond à la réponse contemporaine du taux BDT à 2 ans au choc, tandis que les horizons $h=1, \dots, 12$ permettent d'en retracer la dynamique jusqu'à douze mois après le choc. La spécification retient trois retards des variables de contrôle. Les équations sont estimées séparément pour chaque horizon par la méthode des projections locales. Ainsi, l'inférence statistique repose sur des erreurs-types de Newey-West, robustes à l'hétéroscédasticité et à l'autocorrélation.

² Le nombre optimal de retards a été déterminé à l'aide du critère bayésien d'information (SBIC). Les critères AIC, HQIC et FPE suggèrent une spécification allant jusqu'à six retards. Mais compte tenu de la taille relativement limitée de l'échantillon, notamment lors des estimations par sous-périodes, et afin de préserver les degrés de liberté, une spécification à trois retards a été retenue.

3.3. Construction du Proxy-Shock et robustesse de l'identification

3.3.1. Construction du Proxy-Shock

Le Proxy_Shock est construit à partir de la variation du rendement des Bons du Trésor à 52 semaines observée entre la veille et le lendemain des réunions de politique monétaire de Bank Al-Maghrib.

$$Proxy_Shock_t = BDT\ 52semaines_{J+1} - BDT\ 52semaines_{J-1}$$

Le choix de cette maturité repose sur sa proximité avec l'horizon de court terme de la politique monétaire et sa sensibilité aux révisions des anticipations concernant l'orientation future des taux. Ainsi, le recours à une fenêtre événementielle centrée sur les réunions de politique monétaire vise à limiter l'influence des informations non liées à la réunion. Néanmoins, on ne peut pas attribuer l'intégralité de la variation observée à la seule communication de la banque centrale. Le Proxy_Shock constitue plus précisément une mesure de surprise du marché associée à l'annonce de politique monétaire, pouvant intégrer à la fois la composante inattendue de la décision de taux, les informations communiquées par la Banque centrale et éventuellement, d'autres informations. Cette limite d'identification est prise en compte dans l'interprétation des résultats.

3.3.2. Validation et robustesse de l'identification

Ainsi, pour vérifier que le Proxy_Shock ne reflète pas simplement la réaction du marché autour des réunions de politique monétaire, une analyse de robustesse de l'identification du Proxy_Shock est mise en œuvre. En effet, le Proxy_Shock est orthogonalisé par rapport à la variation contemporaine du taux directeur et aux variations des anticipations de marché. Cela vise à isoler la composante du Proxy_Shock qui n'est pas expliquée linéairement par ces deux facteurs. Le résidu obtenu est ensuite introduit à la place du Proxy_Shock initial dans les projections locales.

$$Proxy_Shock_t = \alpha + \lambda_1 \Delta TD_t + \lambda_2 \Delta ANT_t + u_t$$

où :

$$Proxy_Shock_t^{orth} = \hat{u}_t$$

Le $Proxy_Shock_t^{orth}$ est ainsi considéré comme la composante résiduelle du Proxy-Shock, qui n'est pas expliquée par les variations contemporaines du taux directeur et des anticipations. D'abord, le Proxy_Shock est régressé sur la variation contemporaine du taux directeur et celle des anticipations de marché. Les résultats du tableau 2 ci-dessous démontrent que ces deux variations n'expliquent pas significativement le proxy_Shock. Le coefficient associé à la variation du taux directeur est non significatif ($p = 0,991$), ainsi que celui associé aux

anticipations ($p=0,963$). Le test de significativité conjointe conduit aussi à ne pas rejeter l'hypothèse nulle ($F=(2,116) = 0,00$; $p=0,9989$) tandis que le pouvoir explicatif de la régression est pratiquement nul ($R^2 \simeq 0$). ces résultats indiquent que le Proxy_Shock n'est pas linéairement expliqué par les variations contemporaines de ces deux variables.

Tableau N°2 : Test de l'association du Proxy_Shock avec le taux directeur et les anticipations

Variables	Coefficient	Erreur-type	p-value
ΔTD_t	0,001	0,086	0,991
ΔANT_t	-0,002	0,039	0,963
Constante	-0,004	0,009	0,659
R^2	0,000		
Test conjoint	$F(2,116) = 0,00$		0,999

Source : Auteur, à l'aide du logiciel STATA

Ensuite, pour renforcer la robustesse de l'indentification, nous avons construit une mesure orthogonalisée du Proxy_Shock. Celle-ci correspond au résidu de la régression du Proxy_Shock sur les variables contemporaines du taux directeur et des anticipations de marché. Les projections locales sont réestimées en remplaçant le Proxy_Shock initial par sa composante orthogonalisée, mais en conservant la même spécification économétrique, les mêmes variables de contrôle et la même méthode d'inférence. Nous comparons les résultats à ceux de la spécification principale afin d'évaluer la sensibilité des estimations à la mesure du choc.

Tableau N°3 : Robustesse des projections locales à l'orthogonalisation du Proxy_Shock

Horizon	Proxy_Shock initial	Proxy_Shock orthogonalisé
H=0	0,401	0,400
H=3	0,013	0,022
H=6	-0,148	-0,149
H=12	-0,147	-0,144

Source : Auteur, à l'aide du logiciel STATA

Les résultats du tableau 3 ci-dessus démontrent que les coefficients obtenus à partir du Proxy_Shock orthogonalisé demeurent très proches de ceux de la spécification initiale. En effet, les signes et les ordres de grandeur des réponses restent globalement inchangés. L'orthogonalisation du choc par rapport aux variations contemporaines du taux directeur et des anticipations de marché ne modifie donc pas substantiellement les résultats des projections locales.

3.4. Test préliminaires et analyse dynamique

3.4.1. Le test de stationnarité de Dickey-Fuller Augmenté (ADF)

Avant l'estimation, la stationnarité est vérifiée par le test de Dickey-Fuller Augmenté (ADF), les résultats montrent que les séries utilisées dans les projections locales sont stationnaires (ou rendues stationnaires après différenciation) ce qui permet d'éviter les problèmes de régression fallacieuse.

3.4.2. Analyse comparative des sous-périodes et rupture structurelle

Afin d'évaluer si la communication de la Banque centrale varie selon le contexte macroéconomique, l'échantillon est scindé en deux sous-périodes, la période pré-2021 et post-2021, le découpage de l'échantillon est justifié par un changement notable de l'environnement macroéconomique et monétaire à partir de 2021. La période pré-2021 est caractérisée par une inflation relativement modérée, une plus grande stabilité des taux d'intérêt et un environnement monétaire globalement accommodant. En revanche la période post-2021, l'économie marocaine est confrontée à une hausse des tensions inflationnistes, à une augmentation de l'incertitude économique et financière ainsi qu'à un changement du contexte monétaire international. Ces évolutions ont pu modifier la manière dont les agents interprètent les annonces de Bank Al-Maghrib et, par conséquent, la sensibilité des taux obligataires aux surprises de marché associées aux réunions de politique monétaire. Ainsi, pour vérifier statistiquement la pertinence de cette rupture un test de Wald de rupture structurelle est appliqué aux différentes équations des projections locales. L'hypothèse nulle correspond à la stabilité des coefficients pré et post 2021 :

$$H_0: \theta_h^{pré2021} = \theta_h^{post2021}$$

Alors que l'hypothèse alternative :

$$H_1: \theta_h^{pré2021} \neq \theta_h^{post2021}$$

Où : θ_h représente le vecteur des coefficients de l'équation de projection locale à l'horizon h.

Tableau N°4 : Test de rupture structurelle

Horizon	$X^2(11)$	p-value
H=0	18,504	0,071*
H=1	9,935	0,536
H=2	21,276	0,031**
H=3	19,111	0,059*
H=4	13,655	0,253
H=5	12,662	0,316
H=6	17,891	0,084*
H=7	21,674	0,027**

H=8	11,738	0,384
H=9	7,303	0,774
H=10	5,095	0,927
H=11	8,346	0,682
H=12	5,311	0,915

Note : **p<0,05 ; *p<0,10.

Source : Auteur, à l'aide du logiciel STATA

Les résultats du test de rupture structurelle mettent en évidence une instabilité des coefficients à certains horizons. L'hypothèse nulle est rejetée au seuil de 5% aux horizons $h=2$ ($P=0,031$) et $h=7$ ($p=0,027$). On remarque également des ruptures plus modérées aux horizons $h=0$ ($p=0,071$), $h=3$ ($p=0,059$) et $h=6$ ($p=0,084$), pour lesquels l'hypothèse de stabilité est rejetée au seuil de 10%. Ces résultats ne mettent pas en évidence une rupture uniforme sur l'ensemble de l'horizon de projection, mais plus une instabilité dépendante de l'horizon.

Eu égard à cette instabilité observée à certains horizons, les modèles de projections locales sont estimés séparément sur chacune des deux sous-périodes afin d'identifier d'éventuelles différences dans la transmission des chocs de communication de la Banque centrale vers les taux des Bons du Trésor à 2 ans, le taux directeur et les anticipations de marché entre les deux périodes. Ainsi afin de garantir la validité des tests d'inférence, notamment sur la période post-2021 où la volatilité est plus forte et de corriger l'hétéroscédasticité et l'autocorrélation des résidus, les projections locales sont estimées à l'aide d'erreurs-types robustes de Newey-West.

3.5. Présentation et interprétation des résultats

3.5.1. Statistique descriptive

Tableau N°5 : Statistiques descriptives des variables

Variables	Moyenne	Ecart-type	Min	Max
Taux BDT de 2ans	2.458	0.5168	1.533	3.880
Taux directeur	2.200	0.4636	1.5	3.0
Proxy_Shock	-0.00374	0.09169	-0.493	0.500
Anticipations	2.225	0.9963	1.1	4.8

Source : Auteur à l'aide du logiciel STATA

Tableau N°6 : Matrice de corrélation des variables

	Taux BDT de 2 ans	Proxy Shock	Taux directeur	Anticipations
Taux BDT de 2ans	1.000			
Proxy_Shock	-0.159	1.000		
Taux directeur	0.927	-0.092	1.000	
Anticipations	0.681	-0.280	0.587	1.000

Source : Auteur à l'aide du logiciel STATA

Les statistiques descriptives du tableau 2 ci-dessus révèlent que le Proxy-Shock présente une moyenne quasi-nulle (-0,003), conformément aux propriétés théoriques des chocs structurels. L'analyse de la matrice de corrélation présentée dans le tableau 3 ci-dessus, met en évidence une forte corrélation positive entre le taux directeur et le taux des Bons du Trésor à 2 ans (0,927), confirmant le rôle directeur de la banque centrale. Enfin, la corrélation négative (-0,159) observée entre le proxy et les taux obligataires suggère un impact immédiat de la communication sur les rendements de marché.

4. Résultats et discussion

4.1. Résultats de l'estimation

Tableau N°7 : Estimations par projections locales du taux de BDT à 2 ans au Proxy_Shock échantillon complet (2016-2025)

Horizon h (mois)	Coefficient	Erreur-Type Newey-West	P-value
0	0,401	0,252	0,115
1	-0,127	0,234	0,590
2	-0,360	0,294	0,223
3	0,013	0,315	0,967
4	0,115	0,286	0,688
5	0,147	0,273	0,591
6	-0,148	0,297	0,621
7	0,117	0,360	0,747
8	-0,109	0,219	0,619
9	0,028	0,246	0,909
10	-0,574	0,399	0,154
11	0,074	0,231	0,748
12	-0,147	0,147	0,321

Source : Elaboré par nos propres soins à l'aide du logiciel STATA

Les résultats des estimations réalisées, présenté dans le tableau 7, sur l'ensemble de l'échantillon montrent que l'effet du Proxy_Shock sur le taux des bons du trésor à 2 ans varie selon l'horizon de projection. A l'horizon (h=0), le coefficient est positif (0,401), suggérant une réaction initiale à la hausse du taux BDT à 2 ans. Toutefois, cet effet n'est pas statistiquement significatif aux seuils conventionnels (p=1,115). Aux horizons qui suivent, les coefficients alternent entre valeurs positives et négatives, sans présenter de trajectoire persistante. Une baisse relativement importante apparaît à l'horizon de dix mois mais elle demeure non significative (p=0,154). L'alternance du signe des coefficients et l'absence de significativité suggèrent plutôt une réponse hétérogène au fil du temps, ce qui justifie l'examen des deux sous-périodes.

Tableau N°8 : Comparaison des réponses du taux BDT à 2 ans au Proxy_Shock avant et après 2021

Horizon	Pré-2021 Coefficient	p-value	Post-2021 Coefficient	p-value
0	-0,306	0,727	0,770*	<0,001
1	0,207	0,540	-0,002	0,995
2	-0,549	0,499	-0,464	0,235
3	1,206 **	0,028	-0,109	0,693
4	-0,094	0,846	-0,122	0,826
5	0,483	0,235	0,043	0,933
6	-0,823	0,303	0,394	0,293
7	0,134	0,728	0,742	0,117
8	-0,567	0,332	0,393*	0,077
9	-0,132	0,813	0,323	0,473
10	0,019	0,948	-0,567	0,372
11	0,627	0,116	0,328	0,449
12	0,244	0,750	-0,114	0,739

Note : Significativité : * 10%, ** 5%, *** 1%

Source : Elaboré par nos propres soins à l'aide du logiciel STATA

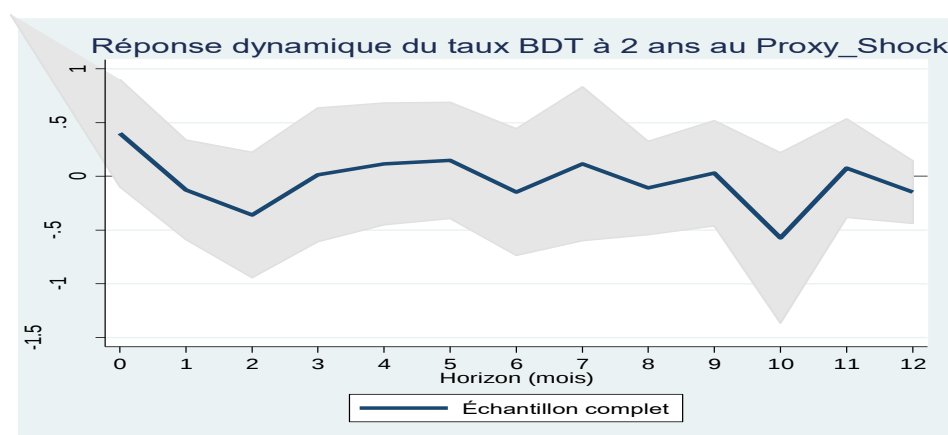
Le tableau 8 ci-dessus, présente la comparaison des estimations entre les périodes pré-2021 et post-2021, cette comparaison fait ressortir une modification temporelle de la réaction du taux de BDT à 2 ans au Proxy_Shock. Durant la période pré-2021, la réaction contemporaine est négative ($\beta_0 = -0,306$) mais largement non significative ($p = 0,727$) la réponse devient alors positive et statistiquement significative au troisième mois ($\beta_3 = 1,206$) et $p = 0,028$ ce résultat suggère que, durant cette la période pré 2021, la réaction associée au choc ne se matérialise pas immédiatement, mais apparait avec un certain délai. Aux autres horizons, les coefficients ne sont pas statistiquement différents de zéro. En revanche la période post-2021 présente des résultats différents, la réaction à l'impact devient positive, relativement important et fortement significative ($\beta_0 = 0,770$) et ($p < 0,001$) l'effet s'atténue toutefois rapidement, dès les horizons suivants, les coefficients deviennent généralement non significatifs et alterne entre valeurs positives et négatives. Une réponse positive réapparaît aussi à l'horizon de huit mois ($\beta_8 = 0,393$) avec une significativité plus faible au seuil de 10% ($p = 0,077$).

4.2. L'analyse de la réponse dynamique

La figure ci-dessous présente la réponse dynamique du taux des Bons du trésor à 2ans au Proxy_Shock, estimée par projections locales sur un horizon de douze mois. La réponse apparait positive à l'impact, puis devient négative au cours des deux premiers mois. A partir du troisième mois, elle présente des fluctuations autour de zéro, avec une baisse plus prononcée à l'horizon de dix mois. Cependant, les intervalles de confiance à 95% englobent la

valeur zéro sur l'ensemble des horizons. Ainsi, sur l'échantillon complet, les estimations ne permettent pas d'identifier une réponse statistiquement significative et persistante du taux BDT à deux ans au Proxy_Shock. La dynamique observée apparaît plutôt transitoire et entourée d'une incertitude relativement importante.

Figure N°1 : Réponse dynamique du taux BDT 2 ans au Proxy_Shock de l'échantillon complet



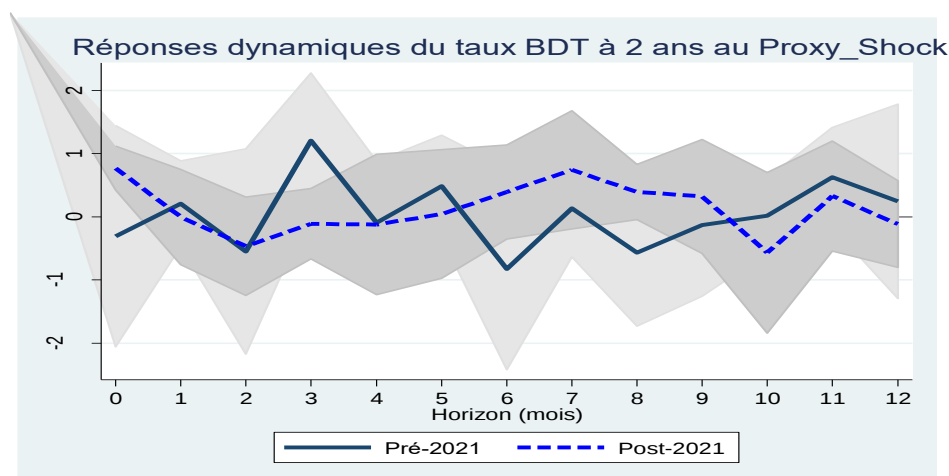
Note : la réponse dynamique est estimée par projections locales pour les horizons $h=0, \dots, 12$. La zone ombrée représente les intervalles de confiances à 95% construits à partir des erreurs types de Newey-West.

Source : Auteur à l'aide du logiciel STATA

Ainsi, la figure 2 ci-dessous, compare les réponses dynamiques du taux des Bons du Trésor à 2 ans au Proxy_Shock entre les périodes pré-2021 et post-2021. Les résultats mettent en évidence des réactions différentes entre les sous-périodes. En effet, pendant la période pré-2021, la réponse du taux apparaît relativement volatile : elle devient négative à l'impact, puis balance entre valeurs positives et négatives au cours des horizons suivants. Une réaction positive plus marquée est notamment observée autour du troisième mois, avant que la réponse ne redevienne négative à certains horizons. Ainsi, pendant la période post-2021, la réponse présente un résultat différent, elle est fortement positive à l'impact, puis s'atténue vite et devient négative aux horizons suivants, avant de balancer autour de zéro. Cette réaction suggère une sensibilité immédiate accrue du taux de BDT à 2 ans aux surprises captées par le Proxy_Shock au cours de la période post-2021. La réponse ne présente toutefois pas de persistance durable. Les différences observées entre les deux périodes doivent être interprétées comme une modification de la dynamique et du timing de la réaction. En effet, durant la période pré-2021, la réponse est statistiquement significative au troisième mois tandis que la période post-2021 la significativité se concentre principalement sur la réaction

immédiate ($h=0$). Ce déplacement de la réponse vers l'impact suggère une modification du timing de la réaction du marché aux surprises captées par Proxy_Shock.

Figure N°2 : Réponse dynamique du taux BDT 2 ans au Proxy_Shock estimé par projections locales selon les sous-périodes



Note : les réponses dynamiques sont estimées par projections locales pour les horizons $h=0,...,12$. Les zones ombrées représentent les intervalles de confiances à 95% construits à partir des erreurs types de Newey-West.

Source : Auteur à l'aide du logiciel STATA

Conclusion

La communication en matière de politique monétaire revêt une importance croissante pour les banques centrales. En effet, la communication elle-même peut être considérée comme un instrument supplémentaire de politique monétaire (Blinder et al. 2008 ; Bholat et al. 2019). Grâce à la communication de la banque centrale, les décideurs peuvent renforcer l'efficacité de la politique monétaire en influant sur des variables cibles directes ou indirectes. Même lorsque le taux d'intérêt fixé par l'autorité monétaire reste inchangé, des variations dans la manière dont la banque centrale communique sur l'orientation de la politique monétaire peuvent influencer les résultats macroéconomiques pertinents. Les stratégies de communication sont devenues un domaine d'étude important pour l'évaluation de la politique monétaire. Cet article avait pour objectif d'analyser la réaction du taux des Bons du Trésor 0 deux ans aux surprises associées à la communication de Bank Al-Maghib, et ce en mobilisant un Proxy_Shock construit autour des annonces de politique monétaire et une approche par projections locales. Cette méthode permet d'appréhender la dynamique de réaction du taux à différents horizons, tout en contrôlant les évolutions passées du taux BDT à deux ans, du taux

directeur et des anticipations de marché. Cependant, nous avons séparé notre échantillon en deux périodes distinctes, justifiée par une instabilité structurelle, une période de stabilité pré-2021 où la surprise de communication est largement anticipée par les acteurs du marché, rendant son impact statistique diffus et non significatif. Et une période post-2021, sous l'effet d'une volatilité accrue la transmission de la parole de Bank Al-Maghrib change de nature et le choc devient significatif. Toutefois, les résultats obtenus sur l'échantillon complet ne mettent pas en évidence un effet statistiquement significatif et persistant du Proxy_Shock sur le taux BDT à deux ans. La comparaison des sous-périodes révèle ainsi un changement de réaction, avant 2021, l'effet significatif apparaît avec retard, notamment au troisième mois, tandis qu'après 2021, la réaction devient positive et significative dès l'impact. Ces résultats suggèrent ainsi une sensibilité plus immédiate du taux BDT aux surprises de communication après 2021, plutôt qu'un effet durable et systématique. Cette évolution est confortée par les tests de rupture structurelle, qui mettent en évidence une instabilité des coefficients à certains horizons. Les tests de robustesse montrent également que le Proxy_Shock n'est pas significativement expliqué par les variations contemporaines du taux directeur et des anticipations de marché et que son orthogonalisation ne modifie que marginalement les résultats. Ces éléments renforcent la stratégie d'identification, sans toutefois exclure totalement l'influence d'autres informations aux annonces de Bank Al-Maghrib. L'étude contribue ainsi à mieux comprendre la réaction du marché obligataire marocain aux surprises associées à la communication de la Banque centrale, au-delà de la seule décision de taux directeur. Néanmoins, la taille des sous-échantillons et la difficulté d'isoler parfaitement la composante communicationnelle invitent à interpréter les résultats avec prudence. Enfin, plusieurs prolongements peuvent être envisagés. Des travaux futurs pourraient enrichir l'identification du choc de communication en intégrant des contrôles relatifs aux surprises macroéconomiques, aux conditions de liquidité et aux facteurs financiers internationaux. L'analyse pourrait également être étendue à plusieurs maturités de la courbe des taux afin de déterminer si la sensibilité à la communication varie entre le court, le moyen et le long terme. Enfin, la combinaison de l'approche par projections locales avec des indicateurs textuels issus des communiqués de Bank Al-Maghrib pourrait permettre de mieux distinguer la décision de politique monétaire, son contenu informationnel et les signaux transmis aux anticipations des acteurs de marché.

ANNEXES

Annexe 1 : Statistiques descriptives des variables

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
Taux_BDT_2~s	120	2.457992	.5168055	1.533	3.88
Taux_Direc~r	120	2.2	.4635903	1.5	3
Anticipati~s	120	2.225	.9963167	1.1	4.8
Proxy_Shock	120	-.0037417	.0916917	-.493	.5

Annexe 2 : Matrice de corrélation des variables

	Taux_B~s	Taux_D~r	Antici~s	Proxy_~k
Taux_BDT_2~s	1.0000			
Taux_Direc~r	0.9273	1.0000		
Anticipati~s	0.6811	0.5867	1.0000	
Proxy_Shock	-0.1585	-0.0922	-0.2800	1.0000

Annexe 3: Résultats des tests de stationnarité ADF

Variables	Statistique ADF (Niveau)	Statistique ADF 1ère différence	Conclusion
Anticipations	-1,5647	-3,9879	I(1)
Taux directeur	-2,3762	-2,9592	I(1)
Taux BDT à 2 ans	-1,7619	-4,3979	I(1)
Proxy_Shock	-3,3228		I(0)

Annexe 4: Sélection du nombre optimal de retards

lag	LL	LR	df	p	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0	181.229				9.0e-06	-3.09964	-3.07057	-3.02803
1	191.216	19.975	9	0.018	8.9e-06	-3.11681	-3.00055	-2.83038
2	202.646	22.86	9	0.007	8.5e-06	-3.15906	-2.95561	-2.65782
3	245.775	86.258*	9	0.000	4.7e-06*	-3.75261*	-3.46196*	-3.03654*
4	251.315	11.08	9	0.270	5.0e-06	-3.69244	-3.3146	-2.76155

Annexe 5: Estimations détaillées des projections locales de l'échantillon complet (2016-2025).

Variable	H0	H3	H6	H12
Proxy_Shock	0.401 0.252	0.013 0.315	-0.148 0.297	-0.147 0.147
d_BDT L1.	-0.024 0.089	-0.136 0.090	0.061 0.081	0.034 0.087
L2.	-0.082 0.081	-0.110 0.106	-0.024 0.085	-0.009 0.095
L3.	-0.282 0.106	0.007 0.094	-0.012 0.072	0.041 0.075
d_TD L1.	0.461 0.151	0.126 0.208	-0.223 0.152	-0.181 0.080
L2.	0.740 0.187	0.080 0.325	-0.067 0.206	-0.061 0.152
L3.	0.446 0.157	0.379 0.267	-0.175 0.123	-0.038 0.108
d_ANT L1.	0.124 0.041	0.155 0.051	0.140 0.081	-0.007 0.073
L2.	-0.038 0.025	0.069 0.052	0.021 0.060	-0.101 0.048
L3.	0.159 0.059	0.005 0.051	0.240 0.103	0.090 0.073
_cons	0.003 0.010	-0.002 0.012	-0.002 0.012	-0.001 0.015
N	116	113	110	104

Annexe 6 : Estimations détaillées des projections locales, période pré-2021

Variable	PRE0	PRE3	PRE6	PRE12
Proxy_Shock	-0.306 0.868	1.206 0.530	-0.823 0.790	0.244 0.763
d_BDT				
L1.	-0.124 0.115	-0.209 0.107	0.066 0.090	-0.023 0.106
L2.	-0.084 0.084	-0.064 0.130	-0.152 0.075	-0.069 0.117
L3.	-0.378 0.203	0.189 0.062	-0.033 0.102	-0.053 0.084
d_TD				
L1.	0.148 0.062	-0.110 0.126	-0.465 0.047	-0.283 0.075
L2.	0.316 0.907	1.525 0.705	-0.327 0.787	0.181 0.708
L3.	0.478 0.082	0.087 0.109	0.105 0.111	0.058 0.182
d_ANT				
L1.	0.111 0.101	0.075 0.067	0.042 0.050	-0.164 0.090
L2.	0.119 0.069	-0.129 0.108	0.193 0.177	-0.157 0.256
L3.	-0.048 0.071	0.090 0.047	0.118 0.050	0.059 0.109
_cons	0.008 0.011	-0.006 0.010	-0.010 0.013	-0.020 0.014
N	56	56	56	56

Annexe 7 : Estimations détaillées des projections locales, période post-2021

Variable	POST0	POST3	POST6	POST12
Proxy_Shock	0.770 0.173	-0.109 0.275	0.394 0.369	-0.114 0.339
d_BDT				
L1.	0.076 0.119	-0.041 0.152	0.172 0.122	0.114 0.164
L2.	-0.078 0.089	-0.155 0.129	0.114 0.137	0.110 0.159
L3.	-0.219 0.123	-0.203 0.125	0.061 0.109	0.100 0.137
d_TD				
L1.	0.513 0.189	0.272 0.260	-0.280 0.252	-0.288 0.198
L2.	0.879 0.118	-0.118 0.291	0.071 0.248	-0.120 0.221
L3.	0.375 0.221	0.585 0.330	-0.441 0.151	-0.217 0.199
d_ANT				
L1.	0.111 0.040	0.168 0.056	0.148 0.098	0.019 0.102
L2.	-0.031 0.024	0.073 0.050	0.031 0.067	-0.108 0.063
L3.	0.208 0.079	-0.029 0.077	0.272 0.108	0.096 0.099
_cons	-0.002 0.014	-0.001 0.018	0.019 0.019	0.019 0.034
N	60	57	54	48

Annexe 8 : Test de validation de l'identification du Proxy_Shock

Proxy_Shock	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
d_TD	.0009477	.0855246	0.01	0.991	-.1684445 .1703399
d_ANT	-.0018225	.0391683	-0.05	0.963	-.0794003 .0757553
_cons	-.00377	.0085135	-0.44	0.659	-.0206321 .013092

Annexe 9 : Corrélations du Proxy_Shock orthogonalisé avec le taux directeur et les anticipations

	Proxy_~h	d_TD	d_ANT
Proxy_Shoc~h	1.0000		
d_TD	0.0000 1.0000	1.0000	
d_ANT	0.0000 1.0000	0.2381 0.0091	1.0000

Annexe 10 : Test de robustesse des projections locales avec le Proxy_Shock orthogonalisé

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	119
Model	.000018672	2	9.3360e-06	F(2, 116)	=	0.00
Residual	1.0004442	116	.008624519	Prob > F	=	0.9989
				R-squared	=	0.0000
				Adj R-squared	=	-0.0172
Total	1.00046287	118	.008478499	Root MSE	=	.09287

Proxy_Shock	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
d_TD	.0009477	.0855246	0.01	0.991	-.1684445	.1703399
d_ANT	-.0018225	.0391683	-0.05	0.963	-.0794003	.0757553
_cons	-.00377	.0085135	-0.44	0.659	-.0206321	.013092

	h	beta	se	lower	upper	pvalue
1.	0	.3997411	.2523212	-.1005652	.9000474	.116143
2.	1	-.1212359	.2339461	-.5851597	.342688	.6054046
3.	2	-.3630233	.2938943	-.9458933	.2198467	.2195598
4.	3	.0221802	.3154813	-.6035755	.6479358	.9440879
5.	4	.1239507	.2850528	-.4415175	.6894189	.6646106
6.	5	.1494776	.2729638	-.3920748	.69103	.5851802
7.	6	-.1489934	.2973676	-.7390353	.4410484	.6174543
8.	7	.1251164	.3598677	-.5890293	.8392621	.7288311
9.	8	-.1080803	.2185701	-.5418815	.3257208	.6220795
10.	9	.042102	.2450699	-.444358	.5285619	.8639597
11.	10	-.5642592	.3976539	-1.353702	.2251837	.1591803
12.	11	.0802063	.2295359	-.3755426	.5359553	.7275494
13.	12	-.144051	.1482971	-.4385397	.1504377	.333885

BIBLIOGRAPHIE

- Altavilla, C., Brugnolini, L., Gürkaynak, R. S., Motto, R. & Ragusa, G. (2019). Measuring euro area monetary policy. *Journal of Monetary Economics*, 108, 162–179.
- Bauer, M. & Swanson, E. T. (2021). An alternative explanation for the “Fed information effect”. SSRN Working Paper No. 3551950.
- Bernanke, B. S. & Kuttner, K. N. (2005). What explains the stock market's reaction to Federal Reserve policy? *The Journal of Finance*, 60(3), 1221–1257.
- Blinder, A. S., Ehrmann, M., Fratzscher, M., De Haan, J. & Jansen, D. J. (2008). Central bank communication and monetary policy: A survey of theory and evidence. *Journal of Economic Literature*, 46(4), 910–945.
- Boukous, E. & Rosenberg, J. V. (2006). The information content of FOMC minutes. SSRN Working Paper No. 922312.
- Chague, F., De-Losso, R., Giovannetti, B. & Manoel, P. (2015). Central bank communication affects the term structure of interest rates. *Revista Brasileira de Economia*, 69, 147–162.
- Cieslak, A., Malamud, S. & Schrimpf, A. (2019). Policy announcement design. Swiss Finance Institute Research Paper No. 20-17.
- Cochrane, J. H. & Piazzesi, M. (2002). The Fed and interest rates: A high-frequency identification. *American Economic Review*, 92(2), 90–95.
- 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.
- de Carvalho, C. V., Hsu, E., & Nechio, F. (2016). Measuring the effect of the zero lower bound on monetary policy (No. 649). Texto para discussão.
- Ferrara, F. M. & Angino, S. (2022). Does clarity make central banks more engaging? Lessons from ECB communications. *European Journal of Political Economy*, 74, 102146.
- Gürkaynak, R. S., Sack, B. & Swanson, E. (2005). The sensitivity of long-term interest rates to economic news: Evidence and implications for macroeconomic models. *American Economic Review*, 95(1), 425–436.
- Hanson, S. G. & Stein, J. C. (2015). Monetary policy and long-term real rates. *Journal of Financial Economics*, 115(3), 429–448.
- Jordà, Ò. (2005). Estimation and inference of impulse responses by local projections. *American economic review*, 95(1), 161-182.
- Kuttner, K. N. & Posen, A. S. (2001). Beyond bipolar: A three-dimensional assessment of monetary frameworks. *International Journal of Finance & Economics*, 6(4), 369–387.

- Lamla, M. J. & Lein, S. M. (2011). What matters when? The impact of ECB communication on financial market expectations. *Applied Economics*, 43(28), 4289–4309.
- Leombroni, M., Vedolin, A., Venter, G. & Whelan, P. (2021). Central bank communication and the yield curve. *Journal of Financial Economics*, 141(3), 860–880.
- Lucca, D. O., & Trebbi, F. (2009). Measuring central bank communication: an automated approach with application to FOMC statements (No. w15367). National Bureau of Economic Research.
- Máté, Á., Sebők, M., & Barczikay, T. (2021). The effect of central bank communication on sovereign bond yields: The case of Hungary. *Plos one*, 16(2), e0245515.
- Mishkin, F. S. (1995). Symposium on the monetary transmission mechanism. *Journal of Economic Perspectives*, 9(4), 3–10.
- Nakamura, E. & Steinsson, J. (2018). High-frequency identification of monetary non-neutrality: The information effect. *The Quarterly Journal of Economics*, 133(3), 1283–1330.
- Petrova, D. A., & Trunin, P. V. (2021). Analysis of the impact of central bank communications on money market indicators. *Бизнес-информатика*, 15(3 (eng)), 24-34.
- Ramey, V. A. (2016). Macroeconomic shocks and their propagation.
- Rigobon, R. & Sack, B. (2004). The impact of monetary policy on asset prices. *Journal of Monetary Economics*, 51(8), 1553–1575.
- Romer, C. D. & Romer, D. H. (2004). A new measure of monetary shocks: Derivation and implications. *American Economic Review*, 94(4), 1055–1084.
- Sturm, J. E., & De Haan, J. (2011). Does central bank communication really lead to better forecasts of policy decisions? New evidence based on a Taylor rule model for the ECB. *Review of World Economics*, 147(1), 41-58.