



HAL
open science

Impact des chocs de politique monétaire sur la croissance économique au Maroc : modélisation FECM

Bouchra Benyacoub, Marouane Daoui

► **To cite this version:**

Bouchra Benyacoub, Marouane Daoui. Impact des chocs de politique monétaire sur la croissance économique au Maroc : modélisation FECM. *Finance et Finance Internationale*, 2021, 1 (22). hal-03315795

HAL Id: hal-03315795

<https://hal.science/hal-03315795>

Submitted on 5 Aug 2021

HAL is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.

IMPACT DES CHOCS DE POLITIQUE MONÉTAIRE SUR LA CROISSANCE ÉCONOMIQUE AU MAROC: MODÉLISATION FECM

Par

Bouchra BENYACOUB

**Professeur à la Faculté des Sciences Juridiques, Economiques et Sociales de
Fès, Université Sidi Mohamed Ben Abdellah.**

&

Marouane DAOUI

**Doctorant à la Faculté des Sciences Juridiques, Economiques et Sociales de
Fès, Université Sidi Mohamed Ben Abdellah.**

RESUME

En utilisant une base de données de 117 séries trimestrielles (allant de 1985 : T1 à 2018 : T4), nous explorons dans cet article les avantages de combiner les bienfaits des modèles à facteurs dynamiques (tenir compte d'un grand nombre de variables) et ceux des modèles à correction d'erreur (tenir compte des relations de long terme ou de cointégration) sous forme du modèle à correction d'erreur augmentés de facteurs (FECM). En effet, l'objectif principal est d'examiner les effets des chocs de la politique monétaire sur la croissance économique au Maroc en utilisant le modèle FECM. Afin d'évaluer la contribution informationnelle de la non-stationnarité dans la modélisation à facteurs dynamiques, les résultats obtenus par le modèle FECM sont comparés à ceux obtenus par le modèle vectoriel autorégressif augmenté de facteurs (FAVAR). Les résultats suggèrent que le modèle FECM, qui exploite l'information provenant de variables non stationnaires, constitue une extension empiriquement importante du modèle FAVAR pour la modélisation des chocs de la politique monétaire.

MOTS CLES :Chocs de politique monétaire ; Croissance économique ; Modèle à facteurs dynamiques ; FAVAR ; FECM; Réponses impulsionnelles ; Maroc.

ABSTRACT

By using a database of 117 quarterly series (from 1985: Q1 to 2018: Q4), we explore in this paper the advantages of combining the benefits of dynamic factor models (the inclusion of a large number of variables) and error correction models (the inclusion of long-run or cointegrating relationships) as the factor augmented error correction model (FECM). Indeed, the main objective is to examine the effects of monetary policy shocks on economic growth in Morocco using the FECM. In order to assess the informational contribution of non-stationarity in dynamic factor modeling, the results obtained by the FECM model are compared to those obtained by the factor augmented vector autoregression (FAVAR) model. The results suggest that the FECM, which exploits information from non-stationary variables, is an empirically important extension of the FAVAR for modeling monetary policy shocks.

KEYWORDS: Monetary policy shocks; Economic growth; Dynamic factor model; FAVAR; FECM; Impulse responses; Morocco.

INTRODUCTION

Avec l'introduction de la notion de cointégration à la fin des années 1980, il a été bien connu que pour travailler avec des variables non stationnaires, il peut être intéressant de tenir compte des informations sur les relations d'équilibre à long terme entre ces variables. De manière classique, la prise en considération de ces relations de cointégration se fait dans le cadre d'un petit modèle de type modèle à correction d'erreur (ECM). Toutefois, avec ce type de modèle, seul un petit nombre de variables peut être utilisé. Par conséquent, il peut sembler pertinent de combiner les avantages des modèles à facteurs dynamiques qui tiennent compte d'un grand nombre de variables et des modèles à correction d'erreur qui tiennent compte des relations de cointégration pour l'analyse des chocs structurels.

Les modèles à facteurs de grande dimension ont fait l'objet d'une attention considérable dans la littérature économétrique récente, notamment avec les travaux fondateurs de Forni, Hallin et *al.* (2000), Stock et Watson (2002a) et Stock et Watson (2002b). Si les premières applications étaient pour la plupart des analyses de forme réduite, l'article de Bernanke, Boivin et Elias (2005) a permis de consacrer de plus en plus d'attention aux analyses structurelles basées sur les modèles VAR augmentés de facteurs (FAVAR).¹

Sauf quelques exceptions notables, telles que Bai (2004), Bai et Ng (2004) et Barigozzi, Lippi et Luciani (2017), une grande partie de la littérature économétrique ne tient pas compte de la possibilité de cointégration parmi les variables étudiées. Banerjee et Marcellino (2009) ont suggéré d'inclure des facteurs extraits de grande base de données non stationnaires dans des modèles à correction d'erreurs (ECM) de petite dimension afin de remplacer les relations de cointégration manquantes. Ils ont baptisé le modèle résultant *Factor Augmented ECM* (FECM). Ils ont présenté donc le modèle à correction d'erreurs augmentée de facteurs (FECM) comme un moyen de réunir deux volets récents et importants de la littérature économétrique, à savoir la cointégration² et les modèles à facteurs dynamiques³.

¹ Voir également, Stock et Watson (2005).

² Voir, entre autres, Engle et Granger (1987) et Johansen (1995).

³ Voir, entre autres, Stock et Watson (2002a) et Stock et Watson (2002b).

Banerjee, Marcellino et Masten (2014) ont évalué l'utilisation du modèle FECM pour l'analyse des chocs structurels. Partant d'un modèle à facteurs dynamiques pour les données non stationnaires, comme dans Bai (2004), ils ont dérivé la représentation en moyenne mobile du modèle FECM et ils ont montré comment cette dernière peut être utilisée pour identifier les chocs structurels et leur mécanisme de propagation, tout en utilisant des techniques similaires à celles adoptées dans la littérature du modèle VAR structurel.

Dans cet article on s'intéresse à l'analyse de l'impact des chocs de politique monétaire au Maroc sur la croissance économique à l'aide d'un modèle FECM. On procède au même temps à une comparaison des résultats obtenus par le modèle FECM avec ceux obtenus par le modèle FAVAR.

1 – CADRE ÉCONOMÉTRIQUE DU MODÈLE « FECM »

Considérons, pour des données I(1), le modèle à facteurs dynamiques (DFM) suivant :

$$X_{it} = \sum_{j=0}^p \lambda_{ij} F_{t-j} + \sum_{l=0}^m \phi_{il} c_{t-1} + \varepsilon_{it} = \lambda_i(L)F_t + \phi_i(L)c_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

Avec $i = 1, \dots, N$, $t = 1, \dots, T$, F_t est un vecteur r_1 de marches aléatoires, c_t est un vecteur r_2 de facteurs I(0), $F_t = c_t = 0$ pour $t < 0$, et ε_{it} est une composante idiosyncratique de moyenne nulle. $\lambda_i(L)$ et $\phi_i(L)$ sont respectivement des polynômes de retard des ordres p et m , qui sont considérés finis.

Banerjee, Marcellino et Masten (2017) montrent que la forme ECM du modèle à facteurs dynamiques (DFM), qui est le FECM, peut être spécifiée comme suit :

$$\Delta X_t = \alpha(X_{t-1} - \Lambda F_{t-1}) + \Lambda \Delta F_t + \Gamma_1(L) \Lambda \Delta F_{t-1} + \Phi G_t - \Gamma(1) \Phi G_{t-1} + \Gamma_1(L) \Phi \Delta G_{t-1} - \Gamma_1(L) \Delta X_{t-1} + \nu_t \quad (2)$$

Où : $\alpha = -(I - \Gamma(1))$.

Le modèle FECM est spécifié en termes de facteurs statiques F et G , ce qui nécessite une spécification VAR correspondante :

$$\begin{bmatrix} F_t \\ G_t \end{bmatrix} = M(L) \begin{bmatrix} F_{t-1} \\ C_{t-1} \end{bmatrix} + Q \begin{bmatrix} u_t \\ w_t \end{bmatrix} \quad (3)$$

L'identification des chocs structurels dans un modèle VAR standard repose sur l'imposition de restrictions sur les paramètres de la représentation en moyenne mobile du modèle VAR et/ou de la matrice de covariance de variance des erreurs du modèle VAR. Une approche analogue dans le cas des modèles à grande échelle implique la représentation en moyenne mobile du modèle FAVAR. Dans le cas général, cela nécessite l'estimation de la représentation VAR du modèle factoriel dynamique⁴ ou des équations du modèle FECM dans le cas d'un grand nombre de variables non stationnaires cointégrées.

Pour éviter la contrainte de dimensionnalité dans l'estimation du modèle FAVAR ou du modèle FECM, les hypothèses qui concernent les propriétés des composantes idiosyncratiques doivent être renforcées. Plus précisément, nous supposons que l'équation (1) est un modèle factoriel strict : $E(\varepsilon_{it}, \varepsilon_{js}) = 0$ pour tous i, j, t et $s, i \neq j$.⁵ Cependant, la corrélation sérielle de ε_{it} est toujours autorisée sous la forme $\varepsilon_{it} = \gamma_i(L)\varepsilon_{it-1} + v_{it}$ avec les racines de $\gamma_i(L)$ situées à l'intérieur du disque unité. Dans cette hypothèse, le polynôme retard $\Gamma(L)$ peut être écrit comme suit :

$$\Gamma(L) = \begin{bmatrix} \gamma_1(L) & \cdots & 0 \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & \cdots & \gamma_N(L) \end{bmatrix}$$

Cette restriction, plus forte que les hypothèses de Bai, laisse tous ses résultats directement applicables au modèle FECM, comme le confirment également les expériences de simulation rapportées par Banerjee, Marcellino et Masten (2017). Dans l'hypothèse du modèle factoriel strict, l'estimation des paramètres du modèle FECM (l'équation 2) est simple. En utilisant les

⁴Voir Lütkepohl (2014) et Stock et Watson (2005).

⁵Stock et Watson (2005) montrent dans l'ensemble de données américaines que l'hypothèse du modèle factoriel strict est généralement rejetée, mais qu'elle a une importance quantitative limitée.

facteurs et les *loadings* estimés, les estimations des composantes communes sont $\tilde{\Lambda}\tilde{F}_t$, $\tilde{\Phi}\tilde{G}_t$, $\tilde{\Lambda}\Delta\tilde{F}_t$ et $\tilde{\Phi}\Delta\tilde{G}_t$, tandis que pour les relations de cointégration, elles sont $X_{t-1} - \tilde{\Lambda}\tilde{F}_{t-1}$. Enfin, les composantes communes estimées et les relations de cointégration peuvent être utilisées dans l'équation (2) pour estimer les autres paramètres du modèle FECM par MCO, équation par équation. Dans ce cas, le remplacement des facteurs réels et de leurs *loadings* par leurs équivalents estimés est également permis en vertu des hypothèses discutées ci-dessus et dans Bai (2004), de sorte que nous n'avons pas de problème avec les variables explicatives générées.

Le modèle FECM (équation 2) et le modèle VAR pour la représentation des facteurs statiques (équation 3) sont sous forme réduite. L'identification des chocs structurels dans les modèles VAR repose généralement sur l'imposition de restrictions sur les paramètres de la représentation en moyenne mobile du modèle VAR. Pour les modèles de correction d'erreurs vectorielles, la dérivation de la représentation moyenne mobile utilise le théorème de représentation de Granger. La généralisation du théorème de représentation de Granger à de grands panels dynamiques est fournie par Banerjee, Marcellino et Masten (2017), qui montrent que la représentation moyenne mobile de la FECM est la suivante :

$$\begin{bmatrix} X_t \\ F_t \\ G_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \Lambda \\ I_{r_1} \\ 0_{r_2 \times r_1} \end{bmatrix} \omega \sum_{i=1}^t u_t + C_1(L) \begin{bmatrix} v_t + [\Lambda, \Phi]Q[u'_t, w'_t] \\ Q \begin{bmatrix} u_t \\ w_t \end{bmatrix} \end{bmatrix} \quad (4)$$

Où $C_1(L)$ est un polynôme de matrice stable.

Le modèle contient les facteurs $I(1)$ et $I(0)$ avec les facteurs dynamiques correspondants. Aux fins de l'identification des innovations structurelles à facteurs dynamiques, nous supposons qu'elles sont liées linéairement aux innovations à forme réduite en tant que :

$$\tilde{\eta}_t = \begin{bmatrix} \eta_t \\ \mu_t \end{bmatrix} = H \begin{bmatrix} u_t \\ w_t \end{bmatrix} \quad (5)$$

Où H est une matrice d'ordre $(r_1 + r_2) \times (r_1 + r_2)$ de rang complet. η_t sont des r_1 innovations permanentes de facteurs structurels dynamiques et μ_t sont des r_2 innovations transitoires de facteurs structurels dynamiques. Il est supposé que $E\tilde{\eta}_t\tilde{\eta}'_t = I$ tel que $H\Sigma_{u,w}H' = I$.

À partir de la représentation MA de l'équation (4), nous pouvons observer que les innovations du premier groupe ont des effets permanents sur X_t , tandis que les innovations du second groupe n'ont que des effets transitoires, ce qui fait du modèle FECM très utile également pour la discussion des systèmes d'identification à long terme. Banerjee, Marcellino et Masten (2017), qui montrent comment le modèle FECM peut être utilisée pour fournir une généralisation à grande échelle de l'analyse des tendances structurelles communes de King *et al.* (1991).⁶

2 – DONNÉES ET APPLICATION EMPIRIQUE

La première analyse des chocs de la politique monétaire, en utilisant un grand nombre de variables macroéconomique, a été élaborée par Bernanke, Boivin et Elias (2005) sur la base d'un modèle FAVAR. Le principe de leur approche réside dans la division des variables en deux blocs: les variables à évolution lente qui ne réagissent pas simultanément aux chocs de politique monétaire et les variables à évolution rapide qui le font. De plus, Bernanke, Boivin et Elias (2005) considèrent la variable de l'instrument de politique monétaire, le taux des fonds fédéraux, comme l'un des facteurs observés. Ils examinent deux méthodes d'estimation, à savoir l'estimation bayésienne et l'analyse en composantes principales. Dans cette dernière approche, la plus fréquemment utilisée dans la littérature et dans la pratique, ils estiment les K facteurs à partir de l'ensemble des variables et du sous-ensemble des variables lentes seulement (facteurs lents). Ils font ensuite une rotation des facteurs estimés par l'ensemble des variables autour du taux des fonds fédéraux au moyen d'une régression de ces facteurs sur les facteurs lents et le taux des fonds fédéraux. En raison de cette rotation des facteurs, l'analyse se poursuit avec les $K + 1$ facteurs, à savoir les K facteurs estimés faisant l'objet d'une rotation et le taux des fonds fédéraux imposé comme un facteur observable.⁷

La détermination des chocs de la politique monétaire est obtenue à l'aide du modèle VAR avec rotation des facteurs en supposant l'hypothèse d'un ordre récursif :

⁶ Dans cet article, nous nous concentrons sur le recours aux restrictions contemporaines en comparant l'analyse des chocs de politique monétaire dans le modèle FECM à une analyse similaire de Bernanke, Boivin et Elias (2005) dans le modèle FAVAR.

⁷ Cf. Bernanke, Boivin et Elias (2005).

$$E(\tilde{\eta}_t \tilde{\eta}'_t) = H \Sigma_{u,w} H' = I \quad (6)$$

Avec H^{-1} est une matrice triangulaire inférieure. Les réponses impulsionnelles des variables observées sont ensuite estimées en multipliant les réponses impulsionnelles des facteurs par les *loadings* obtenues à partir des régressions MCO des variables sur les facteurs en rotation.

Le schéma d'identification pour l'analyse des chocs de la politique monétaire peut être facilement adapté au modèle FECM, ce qui nous permet d'étudier le rôle du mécanisme de correction d'erreurs dans la propagation des chocs de la politique monétaire. Nous devons introduire une modification qui rend les résultats obtenus avec le modèle FECM directement comparables à ceux du modèle FAVAR. La différence est au stade de l'estimation factorielle. Pour saisir la cointégration comme dans Bai (2004), nous estimons les facteurs à partir des données en niveaux, tandis que Bernanke, Boivin et Elias (2005) estiment les facteurs à partir des données transformées (si nécessaire) en données stationnaires $I(0)$.⁸ Cela nous donne les estimations de l'espace couvert par les r_1 facteurs $I(1)$ et les $r - r_1$ facteurs stationnaires. Comme dans Bernanke, Boivin et Elias (2005) pour le taux des fonds fédéraux, le taux d'intérêt du marché monétaire est traité comme un facteur observable et par conséquent les facteurs estimés font l'objet d'une rotation. Comme leur méthode consiste à identifier les chocs de politique monétaire à partir d'un modèle VAR de facteurs stationnaires, les premiers facteurs non stationnaires r_1 sont différenciés. L'identification des chocs de politique monétaire est ensuite obtenue à partir d'un modèle VAR de facteurs stationnaires.

Les données utilisées sont des observations trimestrielles de 117 séries chronologiques, sur la période 1985 : T1 - 2018 : T4, composées de différentes variables relatives à l'économie marocaine. Les différentes séries sont énumérées par catégorie dans le tableau (1).⁹ Les variables utilisées provient essentiellement de rapports et statistiques de Bank Al-Maghrib (BAM), de

⁸ Les deux approches donnent des estimations similaires des chocs de politique monétaire. Toutefois, comme les facteurs sont estimés sur des ensembles de données d'ordre d'intégration différent, ils ne sont pas numériquement identiques.

⁹ Les séries de données ainsi que les transformations mises en œuvre sont énumérées dans l'annexe.

Haut-commissariat au Plan (HCP), d'Office des Changes (OC), de Bourse des valeurs de Casablanca (BVC), de Banque mondiale (BM) et de Fonds monétaire international (FMI).

Tableau 1 : Séries temporelles dans la base de données par catégories

#	Catégories	Nombre de séries	Fréquence	Source
1	Produits intérieur brut par branches d'activités, base 2007	21	A : [1985 - 2006] T : [2007T1 - 2018T4]	HCP
2	Production nationale par branches d'activités, base 2007	16	A : [1985 - 2018]	HCP
3	Revenu national brut disponible, base 2007	7	A : [1985 - 2006] T : [2007T1 - 2018T4]	HCP
4	Dépense nationale brute	4	A : [1985 - 2018]	BM
5	Dépense de consommation finale	9	A : [1985 - 2018]	FMI HCP
6	Investissements	7	A : [1985 - 2018]	BM HCP
7	Monnaie	19	M : [1985M1 - 2018M12]	BAM
8	Indicateurs boursiers	3	A : [1985 - 2001] M : [2002M1 - 2018M12]	BVC
9	Épargne nationale brute, base 2007	3	A : [1985 - 2018]	HCP
10	Inflation, Indice des prix à la consommation	5	T : [1985T1 - 2018T4]	FMI
11	Indice des prix à la production industrielle	2	T : [1985T1 - 2018T4]	FMI
12	Taux de chômage	1	A : [1985 - 1995] T : [1996T1 - 2018T4]	FMI
13	Taux de change	6	T : [1985T1 - 2018T4]	FMI
14	Taux d'intérêt	4	T : [1985T1 - 2018T4]	FMI
15	Commerce extérieur	10	A : [1985 - 1997] M : [1998M1 - 2018M12]	FMI OC
Total		117		

- **Source** : Tableau élaboré par nos soins.

- **Notes** : A : Annuelle - T : Trimestrielle - M : Mensuelle

Pour déterminer l'ordre d'intégration des variables, nous utilisons les tests de racines unitaires (ADF et PP). La seule exception concerne les variables intégrées d'ordre 2, pour lesquels nous suivons Bernanke, Boivin et Elias (2005) et les traitons comme I(1) au lieu de I(2). En effet, notre base de données contient 114 séries I(1) et 3 séries I(0). Chaque série est également testée pour la présence d'une tendance déterministe et dans le cas échéant, les séries sont corrigées avant l'estimation des équations FECM.¹⁰

L'espace couvert par F_t et G_t est estimé par la méthode de Bai (2004), qui est cohérente en présence de composantes idiosyncratiques I(1). Les composantes principales sont extraites des données transformées en I(0) et ensuite cumulées. Les critères de Bai et Ng (2002) ont fourni un guide relativement médiocre pour la sélection du nombre total de facteurs statiques q , signalant le nombre maximum dans la plage de recherche. Nous avons fixé le nombre total de facteurs statiques à quatre. Pour vérifier la robustesse, nous avons répété notre analyse avec jusqu'à sept facteurs statiques. Dans tous les cas, l'approche d'Amengual et Watson (2007) indique que le nombre de facteurs dynamiques est égal au nombre de facteurs statiques.¹¹ L'application du test de trace de Johansen (Johansen, 1995) indique deux facteurs non stationnaires ($r_1 = 2$).¹²

En outre, l'application du critère d'information de l'IPC2 de Bai (2004) aux données I(1) indique également que $r_1 = 2$. Dans l'ensemble, ces résultats indiquent que le fait de travailler avec deux facteurs I(1) dans notre application empirique semble être un choix judicieux.

Nos données utilisées contiennent à la fois des variables I(1) et I(0) que nous modélisons de la manière suivante. Désignons par X_{it}^1 les variables I(1) et par X_{it}^2 les variables I(0). Le FECM empirique est alors :

¹⁰ Les données sont corrigées des variations saisonnières à la source. En outre, nous avons examiné les données pour détecter les valeurs aberrantes. Les observations dépassant six fois l'écart interquartile ont été supprimées et remplacées par la médiane des cinq observations précédentes.

¹¹ Les fonctions de réponse impulsionnelle s'avèrent être largement robustes au nombre de facteurs utilisés dans l'analyse.

¹² Ce résultat est robuste au choix du nombre total de facteurs r .

$$\Delta X_{it}^1 = \alpha_i (X_{it-1}^1 - \Lambda_j F_{t-1}) + \Lambda_i^1(L) \Delta F_t + \Phi_i^1(L) G_t + \Gamma^1(L) \Delta X_{it-1}^1 + v_{it}^1 \quad (7)$$

$$X_{it}^2 = \Lambda_i^2(L) \Delta F_t + \Phi_i^2(L) G_t + \Gamma^2(L) \Delta X_{it-1}^2 + v_{it}^2 \quad (8)$$

Le modèle pour les variables I(1) de l'équation (7) est un FECM, tandis que le modèle pour les variables I(0) de l'équation (8) est un FAVAR standard. Le modèle FAVAR ne contient pas le mécanisme de correction d'erreurs dans les équations de ΔX_{it}^1 :

$$\Delta X_{it}^1 = \Lambda_i^1(L) \Delta F_t + \Phi_i^1(L) G_t + \Gamma^1(L) \Delta X_{it-1}^1 + v_{it}^1$$

Alors que, les équations pour X_{it}^2 sont les mêmes que celles de l'équation (8).

Les modèles FAVAR et FECM contiennent tous les deux trois retards endogènes, tandis que les facteurs interviennent simultanément et avec un retard supplémentaire. Ce décalage supplémentaire des facteurs sert de substitut pour les décalages potentiellement omis des variables X_j dans les équations pour X_i , $i \neq j$. La robustesse des résultats a été vérifiée en faisant varier le nombre de retards endogènes de un à six et les retards des facteurs de zéro à trois.

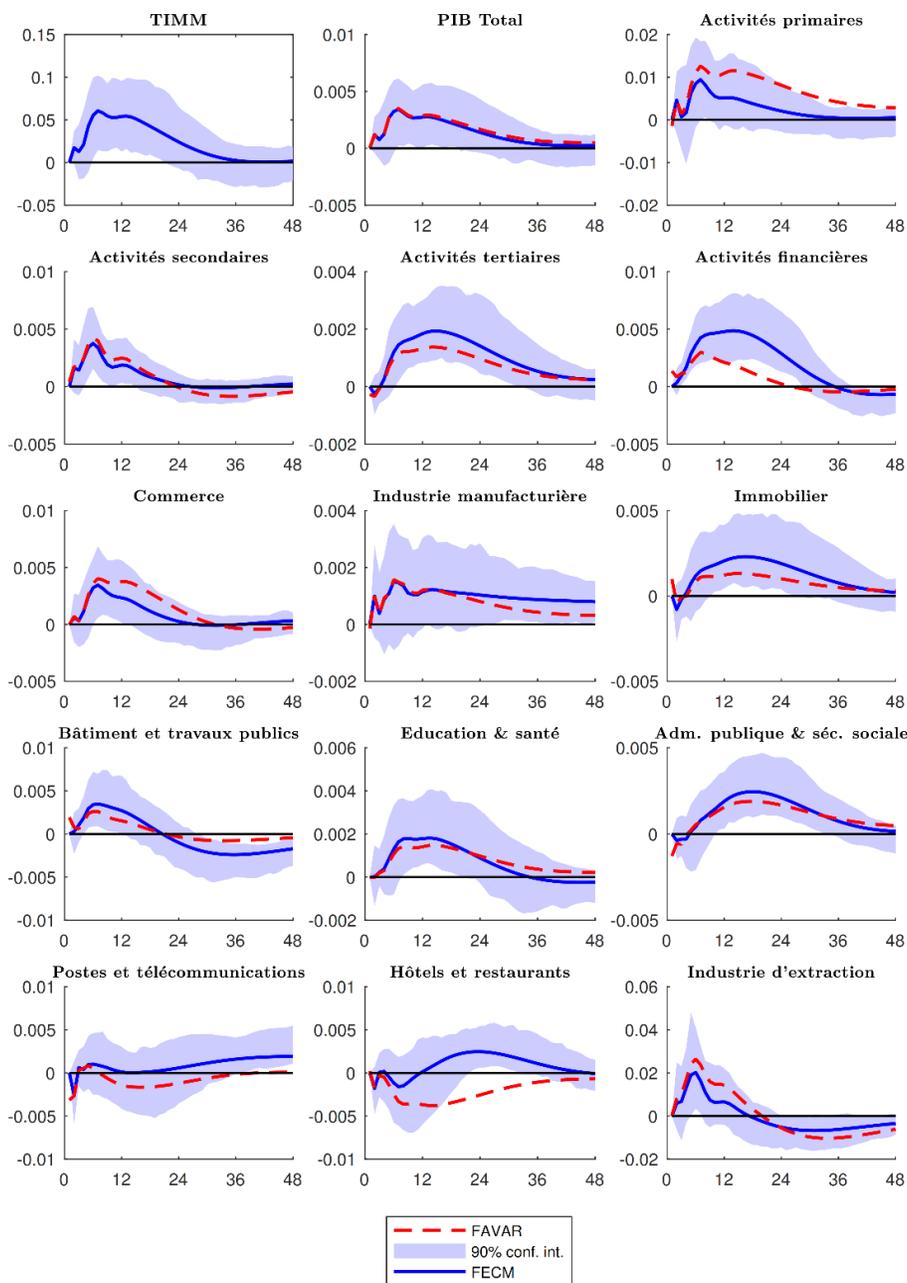
Pour le VAR des facteurs, nous avons fixé le nombre de retards à quatre, comme indiqué par les critères d'information de Hannan-Quinn (HQ) et bayésien (BIC). Il en résulte un modèle statistiquement bien spécifié sans autocorrélation résiduelle.

3 – RÉSULTATS EMPIRIQUES ET INTERPRÉTATIONS

En vue d'évaluer l'impact de la variation du taux d'intérêt du marché monétaire et de l'offre de monnaie (M2) sur les principaux agrégats de la croissance économique et de mesurer les délais de transmission de la politique monétaire au Maroc, un choc de TIMM et de M2 ont été simulés à travers les modèles FAVAR et FECM (voir les figures 1 et 2).¹³ Chaque graphique des figures (1) et (16) contient les réponses impulsionnelles obtenues avec le modèle FECM (ligne

¹³ Cette estimation a été effectuée grâce à l'adaptation des codes Matlab fournis par Banerjee, Marcellino et Masten (2017).

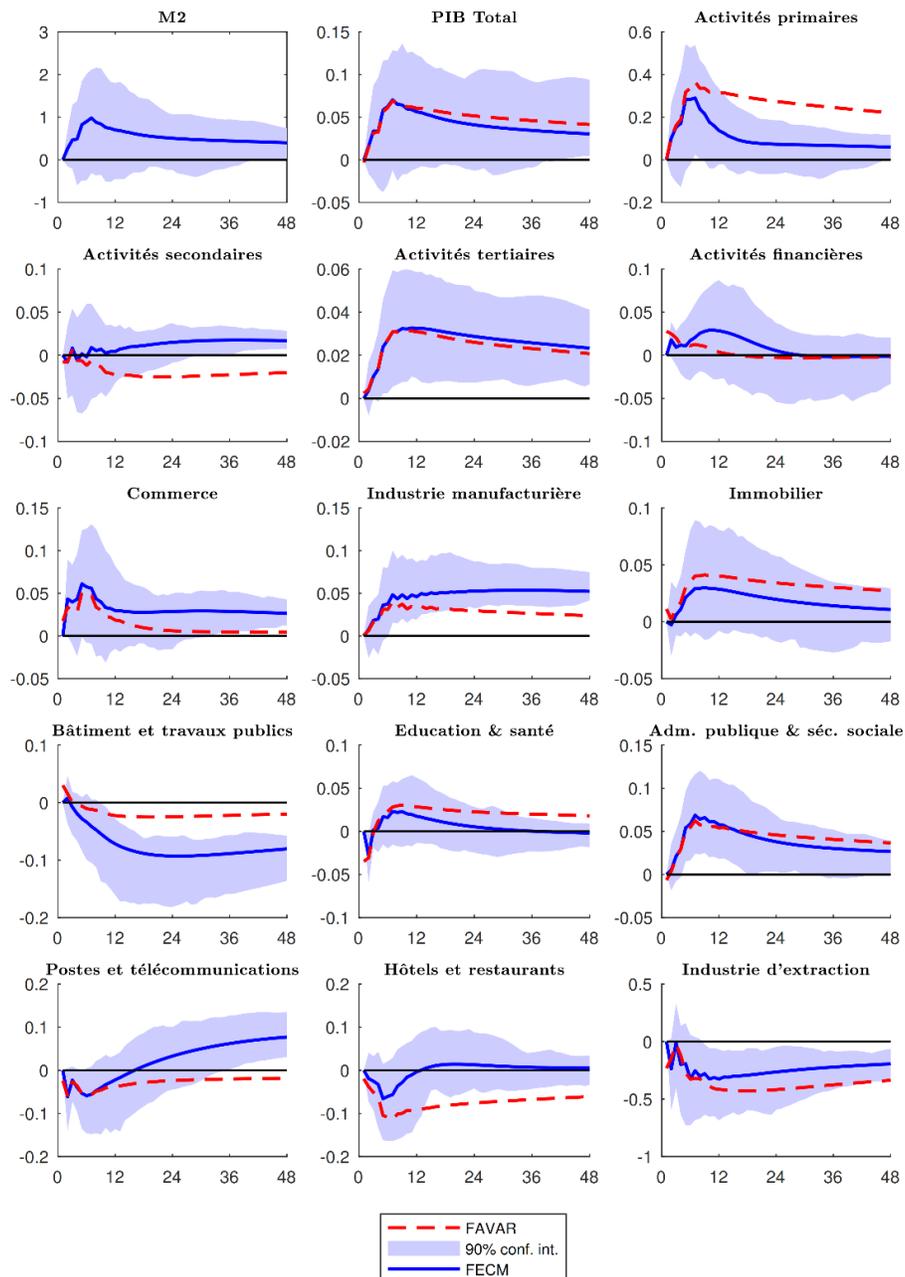
continue) et le modèle FAVAR (ligne pointillée), ainsi que les intervalles de confiance bootstrap¹⁴ à 90 % des réponses impulsionnelles du modèle FECM.



¹⁴ La procédure *bootstrap* permet de rééchantillonner les facteurs et les équations d'observation. Pour la construction des intervalles de confiance, nous suivons Hall (1992), voir également Lütkepohl (2005). Nous avons également essayé de corriger le biais comme dans Kilian (1998), ce qui a donné des résultats plutôt médiocres. La raison en est que le VAR factoriel dans notre cas contient exactement des racines unitaires r_1 , qui ne sont pas conservées en général, ce qui entraîne une incohérence de la procédure de correction de biais.

Source : Simulations de l'auteur.

Figure1: Réponses des indicateurs de la croissance économique à un choc du taux d'intérêt du marché monétaire



Source : Simulations de l'auteur.

Figure2: Réponses des indicateurs de la croissance économique à un choc de M2

La figure (1) présente les réponses impulsionnelles de variables relatives à la croissance économique à un choc du taux d'intérêt du marché monétaire pour une période de prévision de 48 trimestres. En réaction à ce choc, nous observons une cohérence en termes de forme fondamentale des réponses impulsionnelles entre le FAVAR et le FECM et en accord avec les antécédents économiques concernant les effets d'un choc de politique monétaire de contraction.

Tout d'abord, le TIMM a un effet positif sur lui-même pendant trente-six trimestres sur l'horizon de prévision mais il disparaît totalement après le trente-sixième trimestre. Il est évident que le produit intérieur brut total, le PIB des activités primaires, le PIB des activités financières et assurances et le PIB d'éducation, santé et action sociale réagissent positivement à ce choc, mais l'impact disparaît totalement au trente-sixième trimestre. Par contre, l'impact du choc sur le PIB des activités tertiaires, le PIB d'immobilier, location et services rendus aux entreprises et le PIB d'administration publique générale et sécurité sociale persiste jusqu'au quarante-huitième. Pour le PIB des activités secondaires et le PIB de commerce, l'impact disparaît au vingt-quatrième trimestre. Cependant, l'impact sur le PIB de bâtiment et travaux publics et le PIB d'industrie d'extraction devient négatif après le vingt-quatrième trimestre. En outre, le choc du TIMM a un effet positif et permanent sur le PIB d'industrie manufacturière. Finalement, le PIB postes et télécommunications et le PIB d'hôtels et restaurants présentent une légère réaction à un choc du TIMM.

La figure (6) présente les fonctions de réponses impulsionnelles des différents indicateurs de croissance économique au Maroc à un choc de politique monétaire de M2. La figure montre clairement l'existence d'une homogénéité dans la réaction des indicateurs de la croissance économique. En outre, conformément à la théorie économique, tous les indicateurs, à l'exception de PIB du bâtiment et travaux publics et de l'industrie d'extraction, augmentent en réponse à un choc de politique monétaire de contraction. Cette réaction est similaire à celle observée pour le choc du taux d'intérêt du marché monétaire dans la figure (1). Toutefois, le PIB postes et télécommunications, le PIB des hôtels et restaurants et le PIB d'éducation, santé et action sociale diminuent puis augmentent en réponse à ce choc. Pour les deux premiers indicateurs, ils grimpent après le douzième trimestre. Pour le dernier, il remonte immédiatement après une légère baisse.

Grosso modo, les figures (1) et (2) nous permettent d'observer que, pour la plupart des variables étudiées, les réponses impulsionnelles des modèles FECM et FAVAR sont significativement différentes. En effet, les résultats ont confirmé l'importance des mécanismes de correction des erreurs pour l'analyse des réponses impulsionnelles dans le cadre des modèles à facteurs dynamiques.

CONCLUSION

Les chocs de la politique monétaire simulés sur la base d'un modèle FECM révèlent que les décisions de politique monétaire ont un impact significatif sur l'évolution des principaux indicateurs de la croissance économique. En effet, une hausse du taux d'intérêt du marché monétaire a un effet positif sur tous les indicateurs étudiés relatifs à la croissance économique au Maroc, à l'exception du PIB des postes et télécommunications et celui d'hôtels et restaurants dont ils présentent une légère réaction à ce choc. De même, tous les indicateurs de la croissance économique, à l'exception du PIB de bâtiment et travaux publics et celui de l'industrie d'extraction, augmentent en réponse à un choc de politique monétaire de M2.

La prise en compte de la cointégration a des effets importants sur les réponses impulsionnelles des variables relatives à la croissance économique à un choc du taux d'intérêt du marché monétaire et comme celui de l'offre de monnaie (choc de M2), car elle révèle des différences significatives entre les réponses impulsionnelles du modèle FECM et celles du modèle FAVAR. En outre, le modèle FECM génère des réponses impulsionnelles globalement conformes à l'analyse théorique. Les expériences de simulation confirment également la pertinence des termes de correction d'erreur pour éviter les biais dans les réponses impulsionnelles aux chocs de la politique monétaire dans le modèle FAVAR. Les résultats de la simulation montrent donc que les différences entre les fonctions de réponses impulsionnelles obtenues par le modèle FECM et celles du modèle FAVAR sont plus prononcées.

Globalement, ces résultats suggèrent que le modèle FECM qui exploite les informations des variables non stationnaires pour modéliser explicitement la cointégration, fournit une



extension empiriquement importante du modèle FAVAR classique pour la modélisation des chocs de la politique monétaire.

RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES

- [1] Amengual, D. & Watson, M. W. (2007). Consistent Estimation of the Number of Dynamic Factors in a Large N and T Panel. *Journal of Business & Economic Statistics*, 25 (1), 91-96.
- [2] Bai, J. & Ng, S. (2002). Determining the Number of Factors in Approximate Factor Models. *Econometrica*, 70 (1), 191-221.
- [3] Bai, J. (2004). Estimating Cross-Section Common Stochastic Trends in Nonstationary Panel Data. *Journal of Econometrics*, 122 (1), 137-183.
- [4] Banerjee, A., & Marcellino, M. (2009). Factor-augmented Error Correction Models. In *The Methodology and Practice of Econometrics*. Oxford University Press.
- [5] Banerjee, A., Marcellino, M. & Masten, I. (2017). Structural FECM : Cointegration in Large-Scale Structural FAVAR Models. *Journal of Applied Econometrics*, 32 (6), 1069-1086.
- [6] Barigozzi, M., Lippi, M. & Luciani, M. (2017). Non-Stationary Dynamic Factor Models for Large Datasets (rapport technique Numéro 2016-024) [Publication Title : Finance and Economics Discussion Series]. Board of Governors of the Federal Reserve System (U.S.)
- [7] Bernanke, B. S., Boivin, J. & Elias, P. (2005). Measuring the Effects of Monetary Policy : A Factor-Augmented Vector Autoregressive (FAVAR) Approach. *The Quarterly Journal of Economics*, 120 (1), 387-422.
- [8] Forni, M. & Gambetti, L. (2010). The Dynamic Effects of Monetary Policy : A Structural Factor Model Approach. *Journal of Monetary Economics*, 57 (2), 203- 216.
- [9] Forni, M., Hallin, M., Lippi, M. & Reichlin, L. (2000). The Generalized Dynamic-Factor Model : Identification and Estimation. *The Review of Economics and Statistics*, 82 (4), 540-554.
- [10] Hall, P. (1992). *The Bootstrap and Edgeworth Expansion*. Springer-Verlag.

- [11] Johansen, S. (1995). Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models. Oxford University Press, USA.
- [12] Kilian, L. (1998). Small-Sample Confidence Intervals For Impulse Response Functions. *The Review of Economics and Statistics*, 80 (2), 218-230.
- [13] King, R. G., Plosser, C. I., Stock, J. H. & Watson, M. W. (1991). Stochastic Trends and Economic Fluctuations. *American Economic Review*, 81 (4), 819-840.
- [14] Lütkepohl, H. (2005). *New Introduction to Multiple Time Series Analysis*. Springer-Verlag.
- [15] Lütkepohl, H. (2014). *Structural Vector Autoregressive Analysis in a Data Rich Environment: A Survey (Working Paper Numéro 1351)*. DIW Discussion Papers.
- [16] Stock, J. H. & Watson, M. W. (2002a). Forecasting Using Principal Components From a Large Number of Predictors. *Journal of the American Statistical Association*, 97 (460), 1167-1179.
- [17] Stock, J. H. & Watson, M. W. (2002b). *Macroeconomic Forecasting Using Diffusion Indexes*. *Journal of Business & Economic Statistics*, 20 (2), 147-162.
- [18] Stock, J. H. & Watson, M. W. (2005). *Implications of Dynamic Factor Models for VAR Analysis (Working Paper Numéro 11467)*. National Bureau of Economic Research.

ANNEXE

La base de données est composée de 117 séries temporelles à fréquence trimestrielle allant de 1985:T1 à 2018:T4. Les variables rapides sont notées avec un astérisque (*), le bloc des variables restant est considéré comme lente. La transformation des variables pour les rendre stationnaires se fait selon les codes de transformation (TC) ci-dessous :

- (1) - Série en niveau : $X_{it} = Y_{it}$
- (2) - Première différence : $X_{it} = \Delta Y_{it}$
- (3) - Deuxième différence : $X_{it} = \Delta^2 Y_{it}$
- (4) - Log de série en niveau : $X_{it} = \log Y_{it}$
- (5) - Première différence de log : $X_{it} = \Delta \log Y_{it}$
- (6) - Deuxième différence de log : $X_{it} = \Delta^2 \log Y_{it}$

#	Mnémonique	Description	CT
Produits intérieur brut par branches d'activités, base 2007 (MDH)			
1	PIBT	Produit intérieur brut (Total)	5
2	PIBAFA	PIB : Activités financières et assurances	5
3	PIBAP	PIB : Activités primaires	5
4	PIBAPGSS	PIB : Administration publique générale et sécurité sociale	5
5	PIBAS	PIB : Activités secondaires	5
6	PIBASNF	PIB : Autres services non financiers	5
7	PIBAT	PIB : Activités tertiaires	5
8	PIBBTP	PIB : Bâtiment et travaux publics	5
9	PIBCO	PIB : Commerce	5
10	PIBEGE	PIB : Electricité, gaz et eau	5
11	PIBESAS	PIB : Education, santé et action sociale	5
12	PIBHP	PIB hors primaire	5
13	PIBHR	PIB : Hôtels et restaurants	5
14	PIBIE	PIB : Industrie d'extraction	5
15	PIBILSE	PIB : Immobilier, location et services rendus aux entreprises	5
16	PIBIM	PIB : Industrie manufacturière	5
17	PIBIPNS	PIB : Impôts sur les produits net des subventions	5
18	PIBPT	PIB : Postes et télécommunications	5
19	PIBTBA	PIB : Total des branches d'activité	5
20	PIBTR	PIB : Transports	5
21	PIBVNA	PIB : VA non agricole	5
Production nationale par branches d'activités, base 2007 (MDH)			
22	PNTBA	PN : Total des branches d'activité	5
23	PNADP	PN : Administration publique générale et sécurité sociale	5
24	PNAFA	PN : Activités financières et assurances	5

25	PNAP	PN : Activités primaires	5
26	PNASNF	PN : Autres services non financiers	5
27	PNBTP	PN : Bâtiment et travaux publics	5
28	PNCOM	PN : Commerce	5
29	PNEGE	PN : Electricité, gaz et eau	5
30	PNESAS	PN : Education, santé et action sociale	6
31	PNHR	PN : Hôtels et restaurants	5
32	PNIE	PN : Industrie d'extraction	5
33	PNILSRE	PN : Immobilier, location et services rendus aux entreprises	6
34	PNIMAN	PN : Industrie manufacturière	5
35	PNPT	PN : Postes et télécommunications	5
36	PNRAPE	PN : Raffinage de pétrole et autres produits d'énergie	2
37	PNTR	PN : Transports	5
Revenu national brut disponible, base 2007 (En million de DH)			
38	RDCF	Dépenses de consommation finale	5
39	RDCFADP	Dépenses de consommation finale administrations publiques	5
40	RDCF MEN	Dépenses de consommation finale ménages	2
41	RNB	Revenu national brut	2
42	RNBD	Revenu national brut disponible	2
43	RPNPE	Revenu de la propriété net en provenance de l'extérieur	2
44	RTCNPE	Transferts courants nets en provenance de l'extérieur	5
Dépense nationale brute			
45	DFDNB	Déflateur de la dépense nationale brute (base	2
46	DNBDH	Dépense nationale brute (unités de monnaie locale en courantes)	5
47	DNBDHCS	Dépense nationale brute (unités de monnaie locale en dollars constants)	5
48	DNBPRPIB	Dépense nationale brute (% du PIB)	2
Dépense de consommation finale			
49	CFDHC	Dépense de consommation finale (DH courant)	5
50	CFDHCS	Dépense de consommation finale (DH constant)	5
51	CFM	Consommation finale des ménages aux prix courant	5
52	CFMPPIB	Dépense de consommation finale des ménages et des ISBLSM (% du PIB)	2
53	CFN	Dépenses de consommation finale, nominaux, monnaie nationale	5
54	CFNPIB	Dépenses de consommation finale, nominales, rapport au PIB, pourcentage	2
55	CFNSP	Dépenses de consommation finale, secteur privé, nominal, DH	2
56	CFPPIB	Dépense de consommation finale (% du PIB)	2
57	CFSP	Dépenses de consommation finale, secteur public, DH	5
Investissements			
58	TINV	Taux d'investissement	2
59	TINVB	Taux d'investissement brut	2
60	IDEEN	Investissements directs étrangers, entrées nettes (% du PIB)	2
61	IDESN	Investissements directs étrangers, sorties nettes (% du PIB)	2

62	FBCFP	Formation brute de capital fixe (% de croissance)	2
63	FBCFCS	Formation brute de capital fixe (DH constants)	5
64	FBCFC	Formation brute de capital fixe (DH courants)	5
Monnaie (En MDH)			
65	M1*	M1	5
66	M2*	M2	5
67	M3*	M3	5
68	MAORV*	Avoirs officiels de réserve	2
69	MBMMEC*	Billets et monnaies mis en circulation	5
70	MCAT*	Comptes à terme et bons de caisse auprès des banques	2
71	MCEBK*	Comptes d'épargne auprès des banques	4
72	MCIRF*	Circulation fiduciaire	5
73	MCN*	Créances nettes de BAM	2
74	MCREA*	Créances	2
75	MCRIP*	Monnaie scripturale	2
76	MDAV*	Dépôts à vue auprès de BAM	2
77	MDAVB*	Dépôts à vue auprès des banques	2
78	MDAVT*	Dépôts à vue auprès du Trésor	2
79	MENCB*	Encaisses des banques (à déduire)	2
80	MENG*	Engagements	2
81	MPAV*	Placements à vue	5
82	MRIN*	Réserves Internationales Nettes	2
83	MAAM*	Autres actifs Monétaires	2
Indicateurs boursiers			
84	BCA*	Chiffre d'affaires de la bourse (En MDH)	2
85	BCB*	Capitalisation boursière (En millions DH)	2
86	BDIV*	Dividendes (En Millions de DH)	5
Epargne nationale brute base 2007 (En million de Dh)			
87	ENB	Epargne national brute	2
88	EIB	Epargne intérieure brute	2
89	EEXT	Epargne extérieure	2
Inflation, Indice des prix à la consommation			
90	FIDPIB	Inflation, déflateur du PIB (en %)	2
91	FIC	Inflation, prix à la consommation (en %)	1
92	FIPC	Indice des prix à la consommation (2010 = 100)	4
93	FIPCA	IPC, Période correspondante de l'année précédente (en %)	2
94	FIPCTP	IPC, Période précédente (en %)	1
Indice des prix à la production industrielle			
95	IPIF	Indice des prix à la production industrielle, fabrication	2
96	IPIM	Indice des prix à la production industrielle, mines	2
Taux de chômage			
97	CHM	Taux de chômage	2
Taux de change			
98	TCRTDTS*	Liquidité internationale, Réserves totales à l'exclusion de l'or	2

		devises, DTS (Million)	
99	TCRTUSD*	Liquidité internationale, Réserves totales à l'exclusion de l'or, devises étrangères, dollars É.-U. (Million)	2
100	TCDHDTS*	Taux de change, DH par DTS, moyenne de la période	2
101	TCDHEUR*	Taux de change, DH par euro, Moyenne de la période	1
102	TCDHUSD*	Taux de change, DH par Dollar US, moyenne de la période	2
103	TCEN*	Taux de change, Taux de change effectif nominal, Indice	2
Taux d'intérêt			
104	TIDEP*	Taux d'intérêt, Dépôt,	2
105	TIESC*	Taux d'intérêt, escompte	2
106	TIMM*	Taux d'intérêt, marché monétaire %	2
107	TIROE*	Taux d'intérêt, rendement des obligations d'Etat, à court et moyen terme %	2
Commerce extérieur			
108	BEPID	Balance extérieure des biens et services (% du PIB)	2
109	CPIB	Commerce (% du PIB)	2
110	EXPDH	Exportations de biens et services (DH courant)	2
111	EXPDHCS	Exportations de biens et services (DH constant)	2
112	EXPPID	Exportations de biens et services (% du PIB)	2
113	IMPDH	Importations de biens et services (DH courant)	2
114	IMPDHCS	Importations de biens et services (DH constant)	2
115	IMPPID	Importations de biens et services (% du PIB)	2
116	SEDH	Solde extérieur en biens et services (DH courant)	2
117	SEDHCS	Solde extérieur en biens et services (DH constant)	2

- Source : Tableau élaboré par nos soins.