Int. j. adv. multidisc. res. stud. 2025; 5(4):861-871

Received: 08-06-2025
Accepted: 18-07-2025

International Journal of Advanced Multidisciplinary Research and Studies

ISSN: 2583-049X

Cyclicite De La Politique Monetaire et Qualite Institutionelle Au Maroc : Une Approche LSTR

[1] Manal Ziani, [2] Ouiem Ouahhabi, [3] Abdelouahab Maarouf, [4] Lahboub Zouiri

[1, 2, 3, 4] Faculté des Sciences Juridiques, Economiques Et Sociales, Avenue des Nations-Unies, B.P. 721 Agdal, Rabat, Morocco

DOI: https://doi.org/10.62225/2583049X.2025.5.4.4690
Corresponding Author: **Manal Ziani, Ouiem Ouahhabi**

Abstract

Recent literature (Gadelha & Divino, 2021; Kakar *et al*., 2020) [17, 19] demonstrates a robust link between institutional quality and monetary policy cyclicality, with emerging economies often exhibiting procyclical biases. This paper investigates this phenomenon in the unique case of Morocco, where institutional deficiencies—particularly in education, healthcare, and justice (CSMD, 2021)—make it a compelling laboratory to test these hypotheses.

Using a Smooth Transition Regression (STR) model following Teräsvirta's (1994) [31] methodology, this study reveals three key findings: (i) the Moroccan Taylor rule exhibits significant nonlinearity, confirming existing research on heterogeneous monetary regimes; (ii) monetary policy remains structurally procyclical during 1984-2019, consistent with emerging market trends; and (iii) institutional quality emerges as a decisive factor (p-value < 0.05).

Beyond its methodological contribution (first STR application to Morocco), this research informs debates on institutional reforms needed to achieve countercyclical policies. Results suggest a minimum governance threshold is required to reverse cyclicality, opening avenues for comparative North African studies.

Keywords: Nonlinear Taylor Rule, Monetary Policy Cyclicality, Institutional Quality, Smooth Transition Regression, Logistic Transition Function

JEL Classification: E02; E32; E52; E58

1. Introduction

La qualité des instituions, en tant que déterminant fondamental de la cyclicité de la politique monétaire a connu un regain d'intérêt certain chez la communauté scientifique traitant ce type de questions (Gadelha et Divino, 2021 [17]; Kakar *et al*., 2020 [19]; Rodrigue, 2020 [28]; Adigozalov et Rahimov, 2015 [2]; Duncan, 2014 [13]; McGettigan *et al*., 2013 [25]; Vegh et Vuletin, 2012; Huang et Wei, 2006 [18]…etc). Les recherches à ce titre ont abouti au constat que les politiques monétaires dans les pays développés sont contracycliques, contrairement aux pays émergents et en développement ayant des politiques procycliques; soulignant par-là l'importance de la qualité des institutions comme l'un des déterminants fondamentaux de cette cyclicité. Ainsi, il est admis que la présence d'institutions de qualité est une condition pour l'adoption de politiques monétaires contracycliques (Gadelha et Divino, 2021 [17]; Kakar *et al*., 2020 [19]; Rodrigue, 2020 [28]; Adigozalov et Rahimov, 2015 [2]; Duncan, 2014 [13]; McGettigan *et al*., 2013 [25]; Vegh et Vuletin, 2012; Huang et Wei, 2006 [18]…etc).

L'objet de ce papier est de vérifier la validité de ces hypothèses pour le cas du Maroc dont le système institutionnel souffre encore de défaillances touchant en particulier les secteurs de l'éducation, de la santé et de la justice. Par ailleurs, le diagnostic effectué par la Commission Spéciale sur le Modèle de Développement (CSMD)[1] a noté, un manque manifeste de cohérence entre les politique publiques annoncées, une incapacité du secteur public à développer une vision stratégique lui permettant de jouer son rôle d'accompagnement des chantiers de transformation, ainsi qu'un sentiment d'insécurité judiciaire ayant pour principale cause la présence du décalage entre certaines lois comportant « des zones grises » et les réalités sociales vécues. Il est attendu à l'instar de la littérature empirique, que l'amélioration des institutions au Maroc, est en mesure de rendre la politique monétaire contracyclique.

[1] CSMD (2021)

D'un autre côté, certains papiers ont remarqué que la cyclicité de la politique monétaire est non linéaire (Gadelha et Divino, 2021; Kakar *et al.*, 2020) [17, 19] et qu'il existe un seuil de qualité institutionnelle à partir duquel la politique monétaire change de cyclicité. Les modèles non linéaires sont de plusieurs types, on a choisi pour cette étude d'aborder les modèles à transition lisse en raison des avantages qu'ils détiennent (la prise en compte d'un continuum de régimes entre les deux dynamiques extrêmes, le choix de la variable ainsi que la fonction de transition les plus adaptées au comportement cyclique de la banque centrale). Ainsi, on estime un modèle à transition lisse (STR), suivant la procédure suggérée par Teräsvirta (1994) [31] et revue par Escribano et Jorda (2001) [15]. L'analyse couvre une longue période allant de 1984 à 2019.

Cette étude présente un intérêt scientifique majeur pour au moins deux raisons complémentaires :

1) Le Maroc offre un cas d'étude privilégié où coexistent un secteur financier avancé (référence régionale en Afrique), une banque centrale dotée d'un cadre monétaire innovant, poursuivant un mandat dual innovant (stabilité des prix + stabilité financière) et des institutions hybrides combinant modernisation accélérée et héritage traditionnel.

Cette configuration singulière permet d'étudier comment les spécificités institutionnelles endogènes influencent l'efficacité des politiques économiques - une problématique encore marginale dans la littérature sur les pays émergents africains.

2) Notre recherche apporte une réponse méthodologique innovante à deux limitations majeures de la littérature existante : i) la prédominance des approches en panel, qui tendent à gommer les spécificités institutionnelles nationales au profit de tendances agrégées; et ii) la concentration géographique excessive sur les expériences latino-américaines et asiatiques, laissant dans l'ombre la région nord-africaine.

En adoptant une analyse institutionnelle approfondie du cas marocain, notre travail met en lumière les mécanismes micro-économiques locaux influençant la cyclicité monétaire, établit un cadre analytique systématique pour étudier la procyclicité au Maghreb et offre ainsi un contrepoint essentiel aux généralisations abusives des études comparatives.

La structure de cet article s'organise comme suit : la section 2 présente une revue de la littérature théorique et empirique. La section 3 expose le cadre méthodologique et les données utilisées. La section 4 analyse et interprète les principaux résultats. Enfin, la section 5 synthétise les conclusions et implications politiques.

2. Enseignements de la littérature

Nombreux sont les travaux empiriques ayant mis en évidence le rôle déterminant de la qualité des institutions dans l'explication des propriétés cycliques des politiques macroéconomiques. Leurs résultats montrent généralement que les pays, disposant d'institutions de qualité, ont tendance à suivre des politiques contracycliques, contrairement aux pays qui adoptent des politiques procycliques ou bien acycliques à cause de la défaillance de leurs institutions. Les travaux traitant spécifiquement des interactions entre politique monétaire et qualité institutionnelle demeurent limités, bien que la crise financière mondiale de 2008 ait suscité un renouveau du débat sur cette question.

Les premiers travaux sur ce sujet, notamment ceux de Huang et Wei (2006) [18], ont analysé l'impact de la qualité institutionnelle sur l'optimalité de l'inflation et de la taxation dans différents régimes monétaires. Leur étude portant sur un panel de pays en développement démontre qu'une faible qualité des institutions entraîne systématiquement une augmentation des taux d'inflation et des niveaux d'imposition d'équilibre, conduisant in fine à une réduction du bien-être social.

La littérature sur les déterminants de la cyclicité monétaire révèle que le comportement procyclique observé dans la plupart des pays en développement s'explique principalement par la nécessité de relever les taux d'intérêt durant les récessions afin de stabiliser le taux de change. Vegh et Vuletin (2012) attribuent ce phénomène à la faible qualité institutionnelle de ces économies. Cette analyse est corroborée par Duncan (2014) [13] qui, à l'aide d'un modèle DSGE, démontre que l'instabilité institutionnelle génère non seulement une politique monétaire procyclique, mais également une plus grande volatilité de la production et des taux d'intérêt dans les pays en développement et émergents.

McGettigan *et al*. (2013) [25] analysent les déterminants de la contracyclicité monétaire à partir d'un échantillon de 64 pays (23 pays avancés et 41 pays émergents) entre 1985 et 2011. Leur étude, identifie deux facteurs déterminants pour expliquer le passage à une politique monétaire contracyclique : l'adoption d'un régime de ciblage d'inflation et l'amélioration significative de la qualité institutionnelle.

Sur la base de la méthode des moments généralisés (MMG), Rodrigue (2020) [28] a montré, pour un panel de 36 pays d'Afrique Subsaharienne sur la période 2000-2018, que la politique monétaire ne constitue pas un outil de stabilisation de l'activité économique. Ce comportement acyclique est dû à la qualité des institutions, notamment la faiblesse de la démocratie, le haut niveau de la corruption, le régime de change fixe existant ainsi qu'à l'absence d'indépendance de la banque centrale.

Par ailleurs, plusieurs études récentes ont intégré l'analyse de non-linéarité, caractéristique fréquente des phénomènes économiques. Gadelha et Divino (2021) [17] ont spécifiquement examiné l'influence des institutions sur la cyclicité des politiques monétaire et budgétaire au Brésil. Leurs résultats mettent en évidence le caractère non linéaire des règles budgétaires et monétaires, et le rôle déterminant de la qualité institutionnelle dans l'explication de leurs comportements cycliques. Ces conclusions trouvent un écho dans les travaux de Kakar *et al*. (2020) [19] qui démontrent une réaction asymétrique des banques centrales face à l'inflation selon le niveau de développement des pays (avancés versus émergents), avec une qualité institutionnelle apparaissant comme facteur clé de contrôle inflationniste.

La littérature établit clairement que l'adoption de politiques macroéconomiques contracycliques est subordonnée à l'atteinte d'un seuil minimal de qualité institutionnelle. Plusieurs études empiriques ont quantifié précisément ce seuil critique. Calderón *et al*. (2016) [6] démontrent, sur un échantillon de 112 pays avancés et en développement, que le seuil de contracyclicité monétaire s'établit à 67 points (sur une échelle de 0-100) et le seuil de contracyclicité budgétaire requiert 65 points. Utilisant la même méthodologie de mesure institutionnelle, pour un panel de 23 économies en transition, Adigozalov et Rahimov (2015) [2] obtiennent des résultats distincts : un seuil monétaire de

61 points contre un seuil budgétaire de 62 points. Ces écarts suggèrent que le niveau seuil varie selon le degré de maturité économique des pays étudiés, tout en confirmant l'existence d'un effet de seuil institutionnel.

3. Cyclicité monétaire dans les pays émergents vs avancés : faits stylisés et implications pour le Maroc

Il s'agit à ce niveau de procéder à une évaluation croisée des comportements cycliques des politiques monétaires entre les économies émergentes et en développement et les pays industrialisés avancés. L'analyse se focalise ensuite spécifiquement sur le cas du Maroc pour évaluer l'impact de la qualité institutionnelle sur la cyclicité monétaire et déterminer dans quelle mesure les spécificités institutionnelles marocaines expliquent les particularités de sa politique monétaire.

3.1 Cyclicité de la politique monétaire : contexte international

La cyclicité de la politique monétaire est mesurée par la corrélation entre la composante cyclique du PIB réel et celle du taux d'intérêt réel à court terme[2]. Une corrélation positive correspond à une politique monétaire contracyclique, tandis qu'une corrélation négative reflète une politique procyclique.

Les données couvrent un panel de 71 pays – 30 pays avancés[3] et 41 pays émergents[4] ou en développement – sur la période 1960–2019. L'étude est subdivisée en trois sous-périodes (1960–1995, 1996–2007 et 2008–2019) afin d'identifier les événements exceptionnels susceptibles d'expliquer les transitions dans la cyclicité de la politique monétaire.

3.1.1 La transition du comportement cyclique de la politique monétaire

Durant la période 1960-1995, 50% des pays avancés de l'échantillon pratiquaient une politique monétaire contracyclique, contre seulement 24,4% des pays émergents et en développement. Ces proportions ont significativement augmenté lors de la deuxième période (1996-2007), où 82,76% des pays avancés et 48,57% des pays émergents et en développement adoptaient une politique contracyclique. Après 2008, cependant, une tendance procyclique est apparue : elle concernait 62,5% des pays avancés et 75,6% des pays émergents et en développement de l'échantillon (Fig 1). Ce phénomène est qualifié de « transition du comportement cyclique de la politique monétaire ».

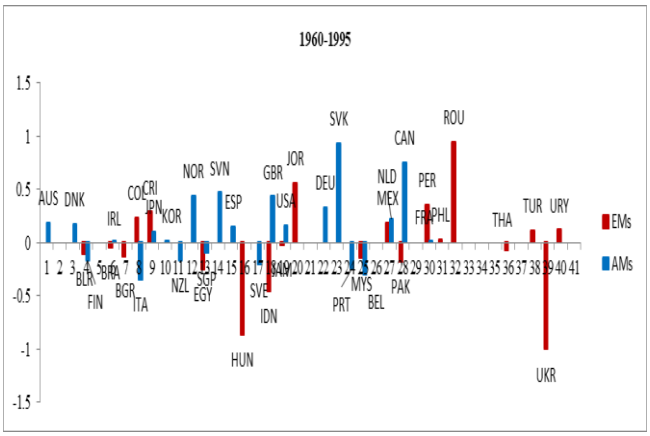
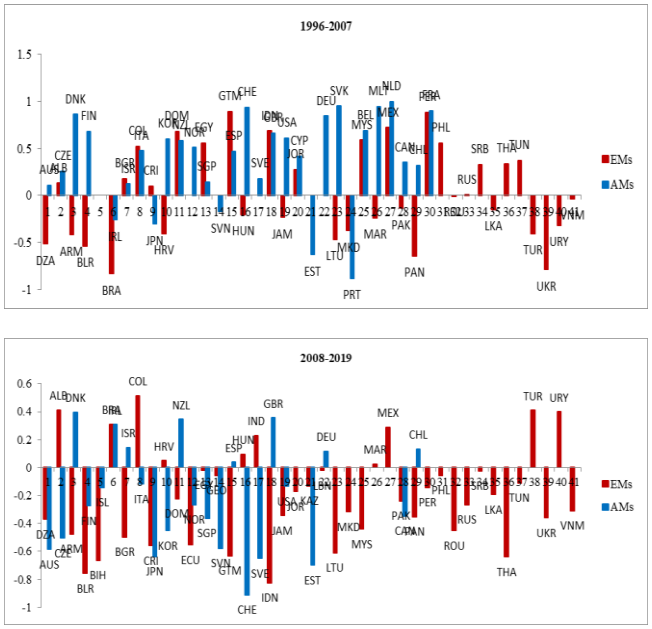


Fig 1 : Corrélation entre la composante cyclique du PIB réel et la composante cyclique du taux d'intérêt réel



Données Banque mondiale et IFS/ Calculs et graphiques des auteurs.

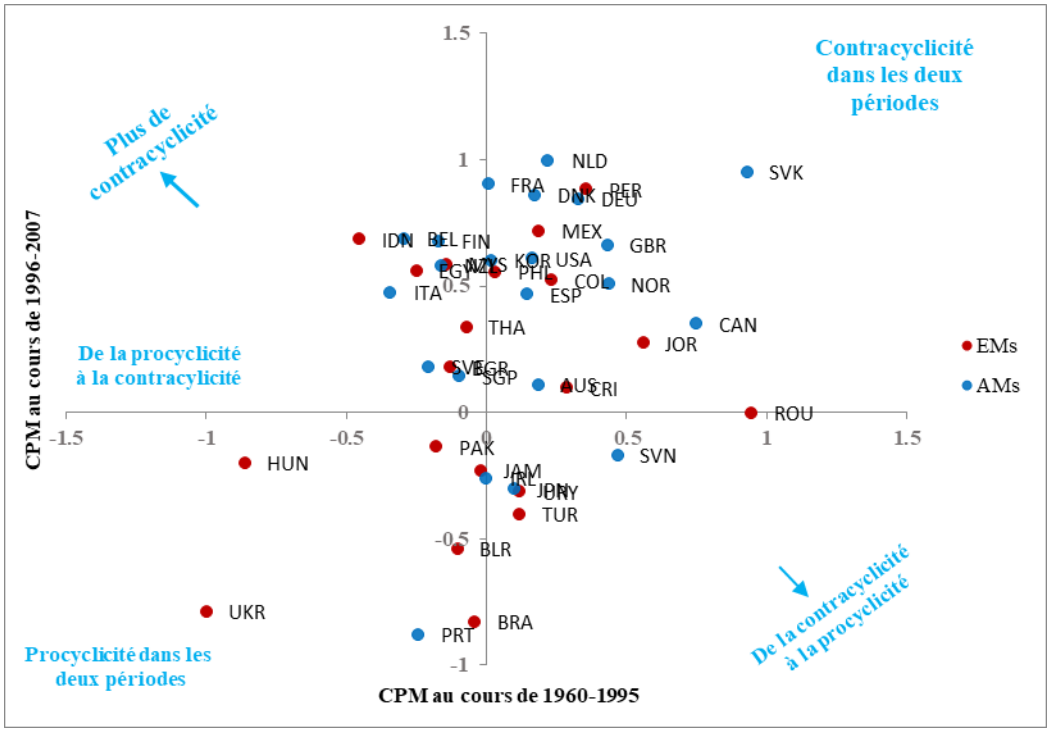
La Fig 2 confirme ce constat en illustrant une transition vers une politique monétaire plus contracyclique entre la première (1960-1995) et la deuxième période (1996-2007), suivie d'un retour vers la procyclicité entre la deuxième et la troisième période (2008-2019). Cette évolution apparaît clairement dans les deux diagrammes, organisés en quatre quadrants :

1. Quadrant supérieur droit : Pays ayant maintenu une politique monétaire contracyclique durant les deux périodes ;
2. Quadrant supérieur gauche : Pays passant d'une politique procyclique (première période) à contracyclique (deuxième période) ;
3. Quadrant inférieur droit : Pays évoluant d'une politique contracyclique (première période) à procyclique (deuxième période) ;
4. Quadrant inférieur gauche : Pays conservant une politique procyclique durant les deux périodes.

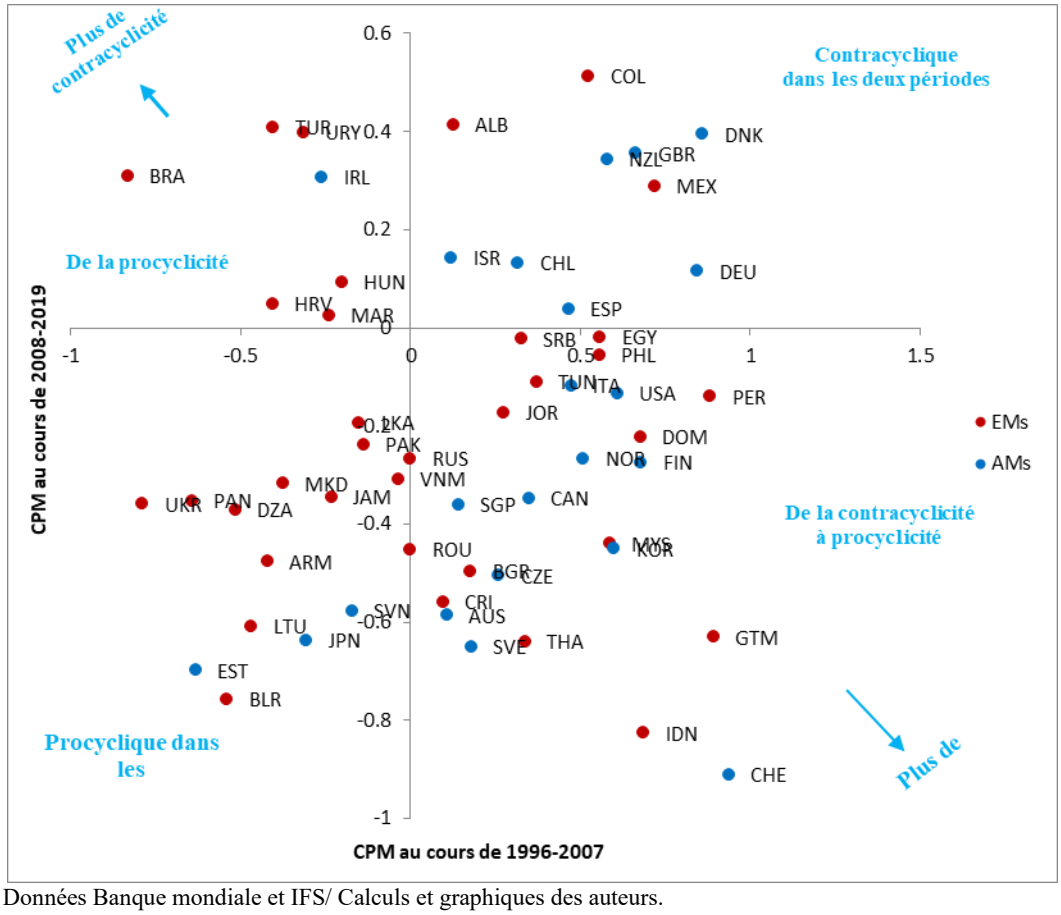
[2]Le taux d'intérêt réel est privilégié pour : (1) sa cohérence statistique avec le PIB réel (contrairement au taux nominal, sujet à une contracyclicité artificielle dans la littérature); (2) sa robustesse face à la volatilité inflationniste (cruciale pour les pays émergents). Le taux directeur/TMM est utilisé, et les composantes cycliques sont extraites via le filtre HP (λ=100).

[3] Allemagne (DEU); Australie (AUS); Belgique (BEL); Canada (CAN); Chili (CHL); Chypre (CYP); Corée (KOR); Danemark (DNK); Espagne (ESP); Estonie (EST); Etats Unis (USA); Finlande (FIN); France (FRA); Irlande (IRL); Islande (ISL); Israël (ISR); Italie (ITA); Japon (JPN); Malta (MLT); Norvège (NOR); Nouvelle-Zélande (NZL); Pays-Bas (NLD); Portugal (PRT); Royaume-Uni (GBR); Singapour (SGP); Slovaque (SVK); Slovénie (SVN); Suède (SWE); Suisse (CHE); Tchèque (CZE).

[4] Albanie (ALB); Algérie (DZA); Arménie (ARM); Bélarus (BLR); Bosnie-Herzégovine (BIH); Brésil (BRA); Bulgarie (BGR); Colombie (COL); Costa Rica (CRI); Croatie (HRV); Egypte (EGY); Equateur (ECU); Géorgie (GEO); Guatemala (GTM); Hongrie (HUN); Inde (IND); Indonésie (IDN); Jamaïque (JAM); Jordanie (JOR); Kazakhstan (KAZ); Liban (LBN); Lituanie (LTU); Macédoine (MKD); Malaisie (MYS); Maroc (MAR); Mexique (MEX); Pakistan (PAK); Panama (PAN); Pérou (PER); Philippines (PHL); République Dominicaine (DOM); Roumanie (ROU); Russie (RUS); Serbie (SRB); Sri Lanka (LKA); Thaïlande (THA); Tunisie (TUN); Turquie (TUR); Ukraine (UKR); Uruguay (URY); Vietnam (VNM).



Source: Données Banque mondiale et IFS/ Calculs et graphiques des auteurs



Données Banque mondiale et IFS/ Calculs et graphiques des auteurs.

Fig 2 : Transitions de la cyclicité de la politique monétaire 1960-2019

3.1.2 Les transitions de la politique monétaire (1960-2019) : points de rupture et évolutions

Plusieurs points de rupture expliquent les transitions de la politique monétaire entre 1960 et 2019 (Fig 3).

3.1.2.1 L'effondrement de Bretton Woods et ses conséquences (1960-1979)

La période 1960-1970 fut caractérisée par le déclin progressif du système de Bretton Woods (1944-1971), dont le mécanisme d'ancrage or-dollar se révéla progressivement incapable de contenir les pressions inflationnistes à l'échelle mondiale. Cet échec institutionnel engendra d'importantes instabilités macroéconomiques, se manifestant par une hyperinflation persistante ainsi que par des fluctuations marquées des principaux indicateurs économiques - production, consommation et emploi.

Cette période cruciale révéla une divergence fondamentale entre les trajectoires des pays avancés et celles des économies émergentes. Pour les pays émergents, la forte dépendance aux exportations de matières premières, dont le poids prépondérant dans les paniers de consommation rendait ces économies particulièrement vulnérables aux chocs exogènes, conduisit à l'adoption de politiques monétaires majoritairement procycliques. À l'inverse, les pays industrialisés, profitant de l'abandon du système de Bretton Woods, optèrent massivement pour des régimes de change flexibles. Cette transition institutionnelle, symbolisée par la Zone I dans notre analyse, accorda aux banques centrales des pays avancés une autonomie accrue et permit l'émergence de politiques monétaires clairement contracycliques.

3.1.2.2 La révolution monétariste et ses limites (1979-1984)

Le passage aux changes flottants s'avéra insuffisant pour juguler l'inflation persistante des années 1980. Face à cette situation, les États-Unis initièrent en 1979 un resserrement monétaire drastique sous l'impulsion de Paul Volcker, marqué par un contrôle strict de la masse monétaire, une forte appréciation du dollar et des taux d'intérêt élevés.

Cette politique, reprise par les autres pays industrialisés, permit de maîtriser l'inflation mais au prix d'un ralentissement économique, d'une montée du chômage et de graves répercussions sur les pays émergents (effondrement de la demande, alourdissement du service de la dette, défauts souverains notamment en Amérique Latine).

Cette instabilité (Zone II) illustre parfaitement le problème d'incohérence temporelle (Kydland et Prescott, 1977) [20], où l'incapacité des décideurs à honorer leurs engagements politiques sape la crédibilité des institutions et amplifie les fluctuations économiques.

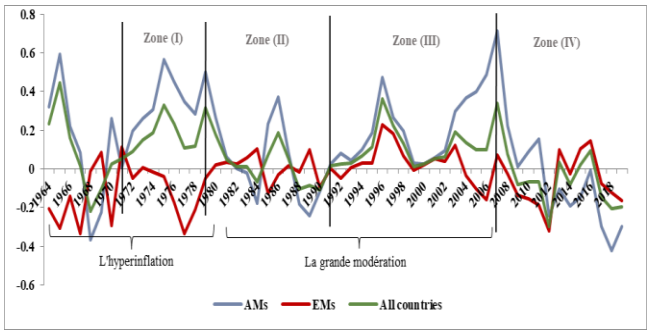
3.1.2.3 La Grande Modération (1984-2007)

L'influence déterminante des travaux de Barro et Gordon (1983) [5] marqua un tournant institutionnel majeur, conduisant à l'adoption généralisée de politiques monétaires fondées sur des règles plutôt que sur la discrétion. Ce nouveau paradigme se caractérisa par l'adoption du ciblage d'inflation comme objectif central, le renforcement de l'indépendance des banques centrales et l'ancrage des anticipations inflationnistes.

Cette évolution institutionnelle inaugura la période de la Grande Modération[5] (1984-2007, Zone III), marquée par une réduction simultanée de la volatilité de l'inflation et de la production, une meilleure absorption des chocs macroéconomiques, notamment pétroliers, et une amélioration notable de la contracyclicité des politiques monétaires, particulièrement dans les pays avancés.

3.1.2.4 Le paradoxe post-crise (2008-2019)

La Zone IV marque un retour paradoxal à la procyclicité monétaire, résultant de trois chocs successifs : i) la crise financière de 2008 et ses limites au taux plancher[6], ii) la crise des dettes souveraines de 2010 liée à la domination budgétaire, et iii) le Printemps arabe (2011-2013) révélant l'importance des institutions. Les réponses politiques divergèrent selon les régions, avec des changements radicaux au Maghreb contre des réformes graduelles au Moyen-Orient.



Données Banque mondiale et IFS/ Calculs et graphique des auteurs.

Fig 3: Evolution de la cyclicité de la politique monétaire au fil du temps (1965-2019)

3.2 Cyclicité de la politique monétaire et qualité des institutions : Contexte national

3.2.1 Comportement cyclique de la politique monétaire au Maroc : état des lieux

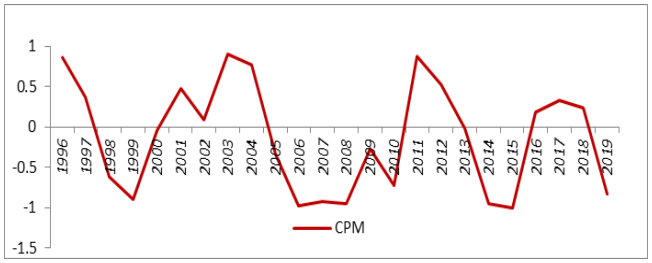
Le Maroc, comme de nombreux pays non pétroliers endettés, a subi les effets de la crise économique mondiale des années 1980 : récession, protectionnisme européen, hausse du dollar et des taux d'intérêt, et choc pétrolier (Malki, 1985) [24]. Ces pressions externes ont conduit à l'adoption de réformes structurelles pour rétablir les équilibres macroéconomiques. Sur le plan monétaire, d'importantes innovations ont été introduites à partir de la seconde moitié des années 1980[7].

Compte tenu de ce nouveau contexte, l'analyse de la cyclicité de la politique monétaire durant la période 1996-2019 (Fig 4), révèle une alternance entre phases procycliques (1996-1999, 2004-2010, 2011-2015) et contracycliques (1999-2003, 2010-2011, 2016-2018) ainsi qu'une volatilité reflétant l'adaptation de BAM aux chocs internes et externes

[5] La grande modération est l'expression popularisée par les travaux de Borio (2017) pour désigner l'environnement macroéconomique de la fin des années 90 jusqu'au déclenchement de la crise financière internationale en 2008, caractérisé par un niveau d'inflation bas.

[6] En réponse à la récession de 2001, les États-Unis ont mené une politique monétaire expansionniste (taux directeur réduit à 0% en 2009), approche ensuite étendue à plusieurs économies européennes.

[7] Il s'agit en l'occurrence de la libéralisation progressive de l'activité bancaire, et du renforcement de l'autonomie de la banque centrale (BAM) avec un nouveau statut en 2006, ciblant désormais la stabilité des prix.



Données Banque mondiale et IFS/ Calculs et graphique des auteurs.

Fig 4: Evolution de la cyclicité de Politique monétaire CPM au Maroc (1986-2019)

En effet, durant la période 1996-1999, la politique monétaire a présenté un caractère procyclique en raison de la forte volatilité de la croissance économique et des limitations de transmission monétaire (difficulté à contrôler efficacement la liquidité bancaire et la volatilité du taux d'intérêt interbancaire).

Ce comportement s'est poursuivi durant la période 2004-2010 à la suite à l'abondance des liquidités due à la dépréciation du dollar face à l'euro, aux recettes des privatisations et aux transferts des MRE. Face à une inflation importée, BAM a relevé son taux directeur de 25 points à 3,5%, en réponse à une inflation importée, confirmant ainsi sa tendance procyclique.

Durant la période 2011-2015, marquée par les tensions du Printemps arabe, la crise des dettes souveraines en Europe et la flambée des prix des matières premières, la relance économique a été soutenue par une politique budgétaire expansionniste (déficit accru). En revanche, la politique monétaire n'a opéré qu'une seule baisse des taux (en 2012), une réponse jugée timide et procyclique.

Toutefois, entre 1999 et 2003, la politique monétaire a adopté un comportement contracyclique : d'abord expansionniste (+10,3% de concours à l'économie en 2000) pour atténuer l'impact des sécheresses, puis restrictive (2001-2003) via la réduction des avances aux banques et des opérations de reprise de liquidités, en réponse à la reprise économique et à l'excès de liquidités.

De même, entre 2010 et 2011, la politique monétaire a fait preuve de contracyclicité en réponse à l'aggravation de la crise financière et à l'émergence de la crise des dettes souveraines, nécessitant une relance expansionniste. En effet, le resserrement de l'activité bancaire – dû à la hausse des dépenses publiques (charges de compensation doublées, déficit hors privatisation passant de 2,2% à 4,6%), et à l'accroissement de la dette (50,3% du PIB contre 47,1%) – a conduit la banque centrale à abaisser son taux directeur (fin 2009) et le taux de réserve obligatoire (6% en 2010 contre 14% en 2008).

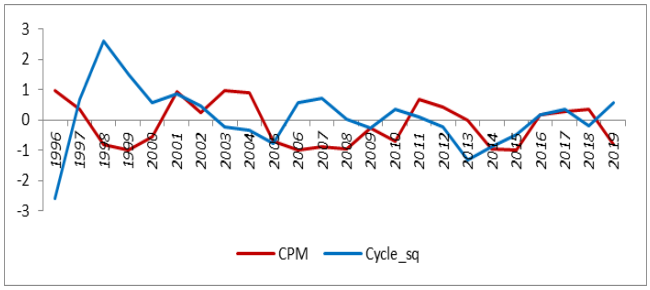
De surcroît, entre 2016 et 2018, la politique monétaire est redevenue contracyclique pour faire face à une conjoncture internationale morose, à des chocs climatiques et à la stagnation des secteurs non agricoles. La banque centrale a alors procédé à trois baisses successives du taux directeur (jusqu'à 2,25% en 2016), soutenant ainsi les liquidités durant cette phase critique.

L'investigation des faits stylisés sur la cyclicité de la politique monétaire, tant au niveau national qu'international, révèle plusieurs déterminants clés expliquant les divergences de performance entre périodes et pays. Parmi eux figurent la stratégie de ciblage d'inflation, le régime de change, la volatilité de la production, le développement financier et – surtout – la qualité des institutions.

Dans cette optique, cette étude se concentrera sur le rôle de la qualité des institutions dans le comportement cyclique de la politique monétaire au Maroc, afin d'éclairer les spécificités de son cadre économique et régulatoire.

3.2.2 La politique monétaire au Maroc : cyclicité et qualité institutionnelle

L'analyse des cycles économiques montre une relation généralement inverse entre l'orientation de la politique monétaire et la qualité institutionnelle (Fig 5). Au Maroc, marqué par des institutions fragiles, cette relation se traduit par un biais procyclique, corroborant les études empiriques établissant un lien entre robustesse institutionnelle et capacité contracyclique.



Données Banque mondiale et IFS/ Calculs et graphique des auteurs.

Fig 5: Evolution conjointe du comportement cyclique de la politique monétaire (CPM) et de la qualité institutionnelle au Maroc (1986-2019)

D'autre part, il convient de souligner que les politiques publiques au Maroc – notamment la politique monétaire – sont souvent contradictoires, manquent de coordination et de clarté en termes d'ambition économique nationale, ce qui explique en partie l'échec des stratégies de développement. La raison principale réside dans la défaillance des institutions (Essahli, 2021) [16]. Ainsi, une amélioration de la qualité institutionnelle pourrait renforcer l'efficacité de la cyclicité de la politique monétaire.

L'analyse du score de risque politique du modèle ICRG[8] (1984-2019) révèle que le Maroc présente une qualité institutionnelle modérée, voire faible par périodes. Toutefois, ce résultat masque des disparités entre les composantes du score, d'où la nécessité d'une analyse détaillée de ces dernières.

En cohérence avec la littérature empirique, nous retenons cinq composantes de l'ICRG en raison de leur impact significatif sur la politique monétaire : la corruption, la stabilité gouvernementale, la qualité bureaucratique, la loi et ordre, et le profil d'investissement.

Depuis son indépendance, le Maroc a engagé six révisions constitutionnelles afin d'améliorer son cadre institutionnel. Parmi celles-ci, la plus récente, en 2011, constitue une réponse structurelle aux revendications portées par la jeunesse marocaine, dans le sillage des mouvements du Printemps Arabe. En effet, cette réforme s'inscrit dans un contexte de mécontentement populaire croissant, marqué par un chômage élevé, une insuffisance des services publics, des inégalités sociales persistantes et des lacunes en matière de gouvernance. Toutefois, contrairement à d'autres pays

[8] International Country Risk Guide.

arabes, le Maroc a connu une évolution progressive plutôt qu'une rupture révolutionnaire durant cette période.

Bien que des réformes significatives aient été mises en œuvre, des déséquilibres structurels persistent à divers degrés dans l'ensemble des composantes institutionnelles (Tableau 1). Trois tendances majeures se dégagent :

i) La corruption maintient un risque très élevé sur l'ensemble de la période, malgré les discours officiels, l'absence de reddition des comptes et l'impunité perpétuent ce phénomène, érodant la crédibilité de l'État. Il en est de même de la qualité bureaucratique qui présente constamment un risque élevé, en raison d'une mauvaise gestion administrative, d'un cloisonnement des services et d'un déficit de contrôle. Les réformes (e-gouvernement, simplification) ont échoué à améliorer l'accès équitable aux services, notamment dans les zones rurales[9].

ii) La stabilité gouvernementale a connu une détérioration marquée, passant d'un risque faible à un risque élevé, en raison de l'incompétence des élites, d'un système électoral générant des coalitions incohérentes, et de l'absence d'une évaluation rigoureuse des politiques publiques (Abouyoub, 2012) [1]. La fragmentation des institutions accentue davantage cette instabilité.

iii) La primauté du droit et le profil d'investissement ont subi une érosion notable entre les deuxième et troisième périodes. D'un côté, le profil d'investissement, bien qu'ayant bénéficié des réformes structurelles des années 1990 (libéralisation des marchés, signature d'accords internationaux), maintient une vulnérabilité aux fluctuations politiques. De l'autre, la primauté du droit, malgré des avancées institutionnelles comme la création du Conseil Supérieur du Pouvoir Judiciaire (CSPJ) garantissant l'indépendance judiciaire, continue de faire face à des défis majeurs (opacité persistante dans les procédures judiciaires, lenteurs dans le traitement des dossiers et défiance croissante des citoyens envers les institutions juridiques).

Tableau 1 : Evolution des risques institutionnels (1984-2019)

Composantes ICRG	*1984-1996*	*Niveau du risque*	*1997-2011*	*Niveau du risque*	*2012-2019*	*Niveau du risque*
Corruption (C)	2.69	Très élevé	2.96	Très élevé	2.56	Très élevé
Qualité Bureaucratique (QB)	2.21	Elevé	2.00	Elevé	2.00	Elevé
Stabilité Gouvernementale (SG)	7.72	Modéré	9.89	Très Faible	7.17	Elevé
Profil d'Investissement (PI)	5.63	Très Faible	9.00	Faible	8.14	Modéré
Loi et Ordre (LO)	3.19	Elevé	5.45	Très Faible	4.27	Faible

Source: Données ICRG/ Calculs des auteurs.

Ces dysfonctionnements reflètent un écart persistant entre les réformes institutionnelles et leur application effective. Sans une gouvernance plus inclusive et une réelle volonté de changement, les risques institutionnels risquent de perdurer, limitant les progrès socio-économiques du pays.

[9] Rapport du Conseil économique, Social et Environnemental (2013).

4. Méthodologie

4.1 Données

L'estimation du modèle porte sur des données annuelles (1994-2019), du taux d'intérêt à court terme (Taux Moyen Pondéré -TMP- du marché interbancaire), de l'inflation, de l'écart de production (l'output gap), du sous-indice politique ICRG (International Country Risk Guide) calculé à partir des cinq sous composantes précitées.

4.2 Justification du choix du modèle

Sur le plan méthodologique, et dans la lignée des travaux de Calderón *et al*. (2016) [6] et Duncan (2014) [13], nous utilisons la règle de Taylor (1993) [30] comme fondement du modèle, en y intégrant un coefficient d'interaction entre le cycle économique et la qualité des institutions. Cette approche permet de capter les effets de la variable institutionnelle sur le comportement cyclique de la politique monétaire. Ce choix se justifie par le fait que cette règle offre une vision plus claire de la cyclicité de la politique monétaire, notamment via l'analyse du signe du coefficient associé à l'écart de production.

Initialement formulée comme une relation linéaire, la règle de Taylor a ensuite été revisitée dans un cadre non linéaire, notamment sous l'impulsion des travaux de Surico (2002) [29] et Dolado *et al*. (2005) [12]. Ces auteurs mettent en évidence deux sources essentielles de non-linéarité : (i) l'arbitrage non linéaire entre inflation et activité (reflétant une courbe de Phillips non linéaire), et (ii) les préférences asymétriques des banque centrales face aux écarts d'inflation et de production. Ces asymétries se matérialisent par une fonction de perte où les déviations positives et négatives ne sont pas symétriquement pénalisées, mais aussi par des dynamiques d'ajustement différenciées – l'inflation pouvant, par exemple, s'emballer plus vite qu'elle ne se résorbe. Ces résultats corroborent les observations pionnières de Neftçi (1984) sur l'hétérogénéité des réponses macroéconomiques selon la phase du cycle.

Les travaux récents (Petersen, 2007 [27]; Castro, 2008, 2011 [8, 9]; Zhu & Chen, 2016 ; Caporale *et al*., 2018 ; Wang *et al*., 2019 [35]; Beldi & Djelmassi, 2019) confirment systématiquement la non-linéarité des règles de Taylor appliquées par les banques centrales. Notre méthodologie s'appuie donc sur les modèles STR (Smooth Transition Regression), qui offrent une modélisation plus réaliste des transitions entre régimes économiques que les approches TAR (Threshold AutoRegressive) ou MS (Markov Switching). Ces modèles permettent notamment d'analyser les réactions asymétriques des banques centrales en fonction de la position de l'économie par rapport à un seuil critique.

4.3 Cycle de modélisation

Suivant Luukkonnen, Saikkonen et Teräsvirta (1988) [23], Teräsvirta (1994) [31] et Teräsvirta et Yang (2004), le cycle de modélisation d'une régression à transition lisse (STR-Smooth Transition Regression) passe par trois étapes : spécification du modèle, estimation puis évaluation.

4.3.1 Spécification

- Le modèle linéaire peut être présenté comme suit :

$$i_t = c + \alpha_1 \pi_t + \alpha_2 Y_t + \alpha_3 Y_t SQ_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

Avec :

i_t : TMP du marché interbancaire, cible opérationnelle de Bank Al-Maghrib.

π_t : l'inflation courante[10].

Y_t : l'écart de production[11].

$Y_t * SQ_t$: l'interaction entre le cycle et la qualité des institutions (SQ)[12]

ε_t : bruit blanc i.i.d.

Les coefficients $\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3$ représentent respectivement les pondérations liées à la réponse de la politique monétaire au niveau de l'inflation, de la croissance économique ainsi qu'à l'interaction entre la production et les institutions.

- Le modèle non linéaire prend la forme générale suivante (Teräsvirta 1994) [31]:

$$i_t = \theta z_t + \omega z_t F(s_t, \gamma, c) + u_t \quad (2)$$

Avec :

z_t le vecteur des variables explicatives,

θ le vecteur de paramètres $(n+1) \times 1$ de la partie linéaire du modèle,

ω le vecteur de paramètres $(m+1) \times 1$ de la partie non linéaire du modèle,

s_t la variable de transition.

La variable de transition peut être soit une variable exogène spécifique, déterminée par des considérations théoriques, soit une combinaison linéaire des variables explicatives z_t. Dans cette étude, nous retenons ($Y.SQ_t$) comme variable de transition.

La fonction de transition F(st,γ,c) est une fonction continue et bornée entre 0 et 1, respectivement quand s_t tend vers $-\infty$ et $+\infty$.

La fonction de transition F(st,γ,c) est une fonction continue et bornée entre 0 et 1, avec les limites suivantes: $\lim_{n\to-\infty} F(st,\gamma,c) = 0$ et $\lim_{n\to+\infty} F(st,\gamma,c) = 1$

Elle peut prendre deux formes :

Forme logistique : $F(s_t,\gamma,c) = \frac{1}{1+e^{-\gamma(s_t-c)}} - \frac{1}{2}$

Forme exponentielle : $F(s_t,\gamma,c) = 1 - e^{-\gamma(s_t-c)^2}$

Où γ indique la vitesse de transition d'un régime à un autre. Il s'agit de la rapidité de transition de la fonction F(st,γ,c) de zéro à l'unité. c est un paramètre de position qui détermine le point d'apparition de la transition.

Les variables et coefficients associés :

- Variables explicatives : $z_t = \{1; (\pi_t); (Y_t); (Y_t.SQ_t)\}$

Coefficients : $\theta = (\theta_0; \theta_1; \ldots; \theta_n)$ $\omega = (\omega_0; \omega_1; \ldots; \omega_m)$

La spécification du modèle STR revient à l'application du test de linéarité. L'inacceptation de l'hypothèse nulle de linéarité signifie l'adoption d'une modélisation non linéaire. Tester H_0 c'est imposer $\gamma = 0$. Cependant, il existe d'autres restrictions possibles à mettre en place pour tester la linéarité du modèle. Il est possible, par exemple d'imposer $\omega = 0$. En effet, si on impose : $\gamma = 0$, ni ω ni c ne seront connus, et si on impose $\omega = 0$, ni γ ni c ne seront connus. Dans les deux cas, on aura un problème d'identification du modèle sous l'hypothèse nulle. Ainsi, Luukkonnen *et al.* (1988), Teräsvirta (1994) [31] proposent de remplacer la fonction de transition par une régression auxiliaire issue de l'approximation de Taylor d'ordre 3 autour de γ :

$$i_t = \delta_0 + \delta_1' z_t + \beta_1' z_t(Y \times Q) + \beta_2' z_t(Y \times Q)^2 + \beta_3' z_t(Y \times Q)^3 + u_{3t}^* \quad (3)$$

L'hypothèse nulle de linéarité devient donc : H_0 : $\beta_1' = \beta_2' = \beta_3' = 0$, contre l'alternative H_1 : au moins un $\beta_j' \neq 0$ (avec j=1,2,3). Si l'hypothèse nulle de linéarité est rejetée, on procède à l'estimation du modèle non linéaire, et le choix du type de fonction de transition, et du modèle non linéaire à adopter, repose sur la séquence de F-tests suivante : $H_{03}: \beta_3' = 0$; $H_{02}: \beta_2' = 0 | \beta_3' = 0$; $H_{01}: \beta_1' = 0 | \beta_3' = \beta_2' = 0$. La règle de décision consiste à choisir une spécification LSTR (Logistic Smooth Transition Model- Modèle à transition lisse logistique) si la p-value de rejet de H_{03} est la plus minime, et choisir un modèle ESTR (Exponentiel Smooth Transition Model- modèle à transition lisse exponentielle) dans le cas contraire.

Cette solution a été réexaminée par Escribano et Jorda (2001) [15] qui ont pu démontrer que la procédure de Teräsvirta (1994) [31], n'est pas concluante en termes de choix de la spécification la plus appropriée. S'agissant du choix entre un modèle ESTR et un LSTR, la procédure Escribano et Jorda (2001) [15], adopte une approximation Taylor d'ordre 4 comme régression auxiliaire. Ainsi :

$$i_t = \delta_0 + \delta_1' z_t + \beta_1' z_t(Y \times Q) + \beta_2' z_t(Y \times Q)^2 + \beta_3' z_t(Y \times Q)^3 + \beta_4' z_t(Y \times Q)^4 + u_{4t}^* \quad (4)$$

Le test revient donc à tester l'hypothèse nulle: $H_0': \beta_1' = \beta_2' = \beta_3' = \beta_4' = 0$; Si H_0' est rejetée, on peut dans ce cas passer à l'estimation du modèle non linéaire, qui peut être identifié suivant la méthodologie de Escribano et Jorda (2001) [15] ayant mis en place la séquence des hypothèses nulles basées sur la régression auxiliaire (4) afin de déterminer la fonction de transition, et par conséquent la spécification à retenir :

Test de H_{0L} *:* $\beta_2' = \beta_4' = 0$ avec un *F-test* (F_L) *;Test de* H_{0E} *:* $\beta_1' = \beta_3' = 0$ avec un *F-test* (F_E).

La règle de décision consiste à sélectionner le modèle pour lequel la p-value du test est la plus élevée. Concrètement, on retient le modèle LSTR (Logistic Smooth Transition

[10] Il s'agit de la variation annuelle de l'indice des prix à la consommation. La prise en compte de cette variable dans la détermination du taux d'intérêt traduit la stratégie de la banque centrale marocaine ayant comme objectif principale la stabilité des prix.

[11] L'écart de production est une mesure de la performance économique, qui permet de prendre en compte les effets des chocs sur l'activité économique tout en calculant l'écart entre le PIB actuel (y_t) et son niveau potentiel (y_t^*) caractérisant le niveau de production atteint dans un contexte de plein emploi des ressources existantes et d'inflation stable. La production potentielle est une variable inobservable, c'est pour cette raison qu'on l'estime par le filtre HP qui procède à la minimisation des fluctuations autour de la composante tendancielle du PIB potentiel (PIB potentiel rapproché à la tendance). La formule de calcul de l'écart de production est la suivante : $Y_t = (\log PIB\ réel - \log PIB\ potentiel) \times 100$.

[12] La variable proxy de la qualité des institutions utilisée dans les études empiriques est l'indice politique du modèle ICRG produit par le groupe PRS (Political Risk Service). On utilise dans l'estimation un sous-indice de l'indice agrégé, constitué de cinq composantes en raison de leurs fortes implications sur la politique monétaire : la corruption; la stabilité gouvernementale; la qualité bureaucratique; la loi et ordre et le profil d'investissement.

Regression) lorsque la p-value F_E< p-value F_L, et on choisit le modèle ESTR (Exponential Smooth Transition Regression) dans le cas inverse où p-value F_L< p-value F_E.
Le Tableau 2 montre que le modèle linéaire est clairement rejeté au profit d'une spécification non linéaire, comme en témoignent les p-values significatives à des niveaux conventionnels[13].

Tableau 2: Test de linéarité

Hypothèses nulles	F-statistique	d.f.	p-value
H04 : b1=b2=b3=b4=0	9.945638	(6,24)	0.0000
H03 : b1=b2=b3=0	9.945638	(6,24)	0.0000
H02 : b1=b2=0	9.945638	(6,24)	0.0000
H01 : b1=0	4.505176	(3,27)	0.0109

Source: Réalisé par les auteurs. Ho : modèle linéaire

Le Tableau 3 présente la séquence des tests de Teräsvirta et celle de Escribano-Jorda qui s'accordent sur un modèle logistique (LSTR) [14].

Tableau 3: Choix du type de modèle non linéaire

Hypothèses nulles	F-statistique	p-value	Modèle recommandé
Séquence de tests de Teräsvirta			**Logistique (LSTR1)**
$H3: b3 = 0$	NA	NA	
$H2: b2 = 0 \mid b3 = 0$	10.58706	0.0001	
$H1: b1 = 0 \mid b2 = b3 = 0$	4.505176	0.0109	
Tests de Escribano-Jorda			**Logistique (LSTR1)**
$H0L: b2 = b4 = 0$	0.515952	0.6037	
$H0E: b1 = b3 = 0$	9.162240	0.0004	

Source: Réalisé par les auteurs.

- Le modèle LSTR s'écrit de la manière suivante :

$$i_t = \theta_0 + \theta_1\pi_t + \theta_2 Y_t + \theta_3 (Y_t * SQ_t) + F((Y_t * SQ_t)^*, \gamma, c)[\omega_0 + \omega_1\pi_t + \omega_2 Y_t + \omega_3 (Y_t * SQ_t)] + u_t \quad (5)$$

Où : $F((Y_t * Q_t)^*, \gamma, c) = [1 + \exp(-\gamma((Y_t * SQ_t)^* - c))]^{-1} - \frac{1}{2}$

4.3.2 Analyse des résultats du modèle STR

Nos résultats confirment deux constats majeurs (Tableau 4) : i) l'existence d'une cyclicité marquée de la politique monétaire marocaine ; ii) le rôle déterminant des institutions dans cette cyclicité. Les p-values associées (< 0.01) attestent de la significativité de la mesure de cyclicité monétaire et de l'effet robuste du terme d'interaction politique monétaire/institutions.
Le modèle STR laisse clairement apparaitre le phénomène de transition conditionnée par la variable institutionnelle et son interaction avec le cycle économique. Ainsi, la politique monétaire change son attitude face au cycle de manière radicale lorsque le terme d'interaction Y*SQ dépasse le seuil critique (c=13.5)[15]. Dans ce cas, la politique monétaire est dite contracyclique (partie non linéaire - régime contracyclique). Inversement, lorsque le terme d'interaction est en dessous de ce seuil, la politique monétaire est procyclique (partie linéaire -régime procyclique).
En effet, dans la partie linéaire, le coefficient de l'écart de production est élevé et porte un signe négatif ($\theta_2 = -10.05$) ; le coefficient du terme d'interaction est positif, indiquant une augmentation du taux d'intérêt de 0.29 ($\theta_3 = 0.29$). Dans la partie non linéaire, ces coefficients changent de signe et deviennent plus élevés ($\omega_2 = +22.08$) et ($\omega_3 = -0.9$).

Tableau 4: Estimation du modèle LSTR[16]

Variables	Partie linéaire		Partie non linéaire	
	Coefficient	*p-value*	*Coefficient*	*p-value*
Constante	2.530026	0.0000***	6.652468	0.0003***
π_t	0.773381	0.0635*	0.59183	0.1409
Y_t	-10.05542	0.0000***	22.08976	0.0000***
$Y_t * SQ_t$	0.295342	0.0005***	-0.908290	0.0001***
DUM-1	8.348121	0.0000***	-	-
DUM-2	3.900050	0.0000***	-	-
Vitesse de transition (γ)	γ : 0.717146 *p-value* : 0.0594*			
Seuil	*c*: 13.50091 *p-value* : 0.0000***			
R^2 **R^2 ajusté**	0.940154 0.912725			

Source: Réalisé par les auteurs. *: Significatif à 10%, ** : Significatif à 5%, *** : Significatif à 1%.

Ces résultats impliquent que la cyclicité de la politique monétaire dépend de la qualité des institutions. Elle est procyclique quand les institutions sont faibles et devient contracyclique à des niveaux élevés de la qualité institutionnelle.
Le mécanisme de transmission suit trois étapes claires : i) les bonnes institutions stimulent l'activité (effet croissance), ii) la croissance accélérée génère des tensions inflationnistes (effet inflation), et iii) la banque centrale relève les taux (réaction monétaire). Cette cascade transforme progressivement le régime monétaire, comme le montre notre modèle STR.
Par ailleurs, la vitesse de transition d'un régime à un autre est lente ($\gamma = 0.71$) : 9 ans contracyclique vs 27 ans procyclique. Cela signifie qu'une amélioration de la qualité institutionnelle nécessite un temps long et des moyens importants pour sa réalisation. Sa p-value significative témoigne de la concentration des observations près du seuil.

4.3.3 Evaluation

Conformément aux bonnes pratiques (Teräsvirta 1994 [31], 2004 ; Eitrheim & Teräsvirta 1996), nous avons soumis notre modèle LSTR à une batterie de tests diagnostiques (Annexe 4) pour mettre en valeur la robustesse de la modélisation non linéaire.
Le test d'absence de linéarité restante montre que la non linéarité a été totalement absorbée par le modèle LSTR, où toutes les p-values du test sont non significatives au seuil de 5%. Le même résultat apparait pour le test ARCH, le test d'autocorrélation des résidus et celui de la normalité, ce qui

[13] Les tests de stationnarité (ADF et/ou PP) ont été préalablement effectués sur l'ensemble des séries. Toutes les variables se sont révélées stationnaires en niveau (I(0)), comme le détaillent les résultats présentés en Annexe 1.
[14] Le test de Teräsvirta pour H_{03} perd en puissance avec de petits échantillons (Escribano & Jordà, 2001). Notre étude (N=36) rencontre cette limite ('NA' pour la F-statistique), justifiant le recours au test robuste d'Escribano-Jordà.
[15] Annexe 3.
[16] De même, pour améliorer le pouvoir explicatif du modèle, on a ajouté au modèle estimé deux variables muettes : DUM-2 qui est égale à 1 en 1993, 1994, 1997, et 0 sinon et une autre variable muette DUM-1 qui est égale à 1 en 1992 et 0 sinon. On les a détectées en examinant les points aberrants du graphique des résidus.

confirme que les résidus sont, homoscédastiques, non autocorrélés et suivent une loi normale.

Par ailleurs, le test de constance des paramètres retient cette hypothèse en rejetant l'alternative H3 pour laquelle les paramètres du modèle peuvent changer soit de manière monotone ou non dans le temps. L'alternative H3 est la plus importante car elle regroupe les deux types d'absence de constance des paramètres que H1 et H2 mesurent de manière séparée.

L'ensemble des tests confirme la robustesse de notre modélisation LSTR, satisfaisant toutes les conditions requises pour la validité des estimateurs et pour la fiabilité des inférences économiques.

5. Conclusion

Ce papier contribue à la littérature en confirmant la non-linéarité et la procyclicité de la politique monétaire au Maroc, un phénomène fréquent dans les pays émergents. Les résultats du modèle STR révèlent que cette procyclicité s'explique en grande partie par la faiblesse des institutions, comme en témoigne l'analyse des composantes du sous-indice politique utilisé.

Pour rompre ce cercle vicieux, une réforme institutionnelle ciblée est essentielle. Nos conclusions suggèrent que :

1. La crédibilité politique est un prérequis : une lutte efficace contre la corruption (dont le score reste élevé au Maroc) passe par un engagement tangible des décideurs, ce qui favoriserait ensuite des améliorations en cascade dans d'autres domaines institutionnels (système judiciaire, administration, etc.).
2. Prioriser des approches sectorielles : plutôt que des réformes généralisées, concentrer les efforts sur des leviers clés (ex : modernisation de l'administration via l'e-gouvernement, s'inspirer des bonnes pratiques internationales) permettrait d'optimiser l'allocation des ressources et de générer des externalités positives.
3. Renforcer le capital humain : l'adaptation aux nouvelles technologies et à la transversalité des politiques publiques est cruciale pour améliorer la transparence et la confiance des acteurs économiques, attirant ainsi davantage d'IDE.

   Ceci étant, cette étude ouvre la voie à des travaux approfondis sur d'autres déterminants de la cyclicité monétaire, tels que le rôle du ciblage d'inflation, l'impact d'un régime de change flexible et la volatilité de la production ou le développement financier.

6. Références

1. Abouyoub Y. Peut-on parler d'exception marocaine? Tumultes, 2012, 38-39. Doi: https://doi.org/10.3917/tumu.038.0093
2. Adigosalov S, Rahimov V. Institutional quality, cyclicality of macroeconomic policies and the effect of macroeconomic shocks: Evidence from transition economies. Graduate Institute of International and Development Studies Working Paper. 23, 2015, 1-24.
3. Bank Al-Maghrib. Rapport Annuel, 2000. Available from: www.bkam.ma/content/download/17854/145723/rp2000.pdf
4. Borio C. The Great Moderation: International Aspects. BIS Working Papers No 650, Banque des Règlements Internationaux, 2017.
5. Barro RJ, Gordon DB. Rules, discretion and reputation in a model of monetary policy. Journal of Monetary Economics. 1983; 12:1. Doi: https://doi.org/10.1016/0304-3932(83)90051-X
6. Calderón C, Duncan R, Schmidt-Hebbel K. Do good institutions promote countercyclical macroeconomic policies? Oxford Bulletin of Economics and Statistics. 2016; 78:5. Doi: https://doi.org/10.1111/obes.12132
7. Caporate GM, Helmi MH, Çatık AN, Ali FM, Akdeniz C. Monetary policy rules in emerging countries: Is there an augmented nonlinear Taylor rule? Economic Modelling. 2018; 72:306-319. Doi: https://doi.org/10.1016/j.econmod.2018.02.006
8. Castro V. Are central banks following a linear or nonlinear (augmented) Taylor rule?. [WP No. 872]. Warwick: University of Warwick, 2008.
9. Castro V. Can central banks' monetary policy be described by a linear (augmented) Taylor rule or by a nonlinear rule?. Journal of Financial Stability. 2011; 7:4. Doi: https://doi.org/10.1016/j.jfs.2010.06.002
10. Conseil Economique Social et Environnemental. Gouvernance des services publics, 2013. Accessible via: http://www.cese.ma/media/2020/10/Rapport-Gouvernance-des-services%E2%80%8B-publics.pdf
11. Cour des Comptes. Evaluation des services publics en ligne. 2019. Accessible via: http://www.courdescomptes.ma/upload/MoDUle_20/File_20_687.pdf
12. Dolado JJ, Maria-Dolores R, Naveira M. Are monetary-policy reaction functions asymmetric: The role of nonlinearity in the Phillips curve. European Economic Review. 2005; 49:2. Doi: https://doi.org/10.1016/S0014-2921(03)00032-1
13. Duncan R. Institutional quality, the cyclicality of monetary policy and macroeconomic volatility. Journal of Macroeconomics. 2014; 39:Part A. Doi; https://doi.org/10.1016/j.jmacro.2013.11.004
14. El Mesbahi K. La prévention de la corruption au Maroc, entre discours et réalité. 2013; 145:2. Doi: https://doi.org/10.3917/pouv.145.0083
15. Escribano A, Jordá O. Testing nonlinearity: Decision rules for selecting between logistic and exponential STAR models. Spanish Economic Review. 2001; 2 :193-209. Doi: https://doi.org/10.1007/PL00011442
16. Essahli E. Situation de la gouvernance au Maroc: diagnostic et évaluation. La Revue Marocaine de la Pensée Contemporaine. 2021; 7.
17. Gadelha A, Divino JA. Institutions and Cyclicality of the Fiscal and Monetary Policies in Brazil. International Journal of Economies and Finance. 2021; 13(4). Doi: https://doi.org/10.5539/ijef.v13n4p25
18. Huang H, Wei SJ. Monetary policies for developing countries: The role of institutional quality. Journal of International Economics. 2006; 70(1). Doi: https://doi.org/10.1016/j.jinteco.2005.09.001
19. Kakar AK, Younas MZ, Malik WS. The Impact of Institutional Quality on Monetary Policy Response Function: Evidence from Developed and Developing Economies. The Singapore Economic Review, 2020, 1-25. Doi: https://doi.org/10.1142/S0217590820500769
20. Kydland FE, Prescott EC. Rules rather than discretion: The inconsistency of optimal plans. Journal of Political Economy. 1977; 85(3). Doi: https://doi.org/10.1086/260580
21. La Commission spéciale sur le modèle de

développement (CSMD). Le nouveau modèle de développement, libérer les énergies et restaurer la confiance pour accélérer la marche vers le progrès et la prospérité pour tous. Rapport Général, 2021. Accessible via : https://csmd.ma/documents/Rapport_General.pdf
22. Lamia B, Djelassi M. Is the Tunisian Central Bank following a Linear or a Nonlinear Augmented Taylor Rule?. International Journal of Economics and Financial Issues. 2020; 10(3). Doi: https://doi.org/10.32479/ijefi.8975
23. Luukkonen R, Saikkonen P, Teräsvirta T. Testing linearity against smooth transition autoregressive models. Biometrika. 1988 ; 75(3). Doi: https://doi.org/10.1093/biomet/75.3.491
24. Malki H. Crise économique et financière – austérité et FMI: le cas du Maroc. Africa Development / Afrique Et Développement. 1985; 10(1-2):90-100. Retrieved August 19, 2021.
25. McGettigan MD, Moriyama MK, Ntsama MJFNN, Painchaud MF, Qu MH, Steinberg MC. Monetary policy in emerging markets: Taming the cycle. International Monetary Fund Working Papers, 2013, 096. Doi: https://doi.org/10.5089/9781484381847.001
26. Neftci SN. Are economic time series asymmetric over the business cycle? Journal of political economy. 1984; 92(2). Doi: http://dx.doi.org/10.1086/261226
27. Petersen K. Does the Federal Reserve follow a non-linear Taylor rule?. Department of Economics Working Paper Series, Working Paper 2007-37. University of Connecticut, 2007.
28. Rodrigue NK. Cyclicité De La Politique Monétaire Et Croissance Economique En Afrique Sub-Saharienne: Le Rôle De La Gouvernance Des Institutions. Global Journal of Management and Business Research, 2020.
29. Surico P. The Fed's monetary policy rule and US inflation: The case of asymmetric preferences. Journal of Economic Dynamics and Control. 2007; 31(1). Doi: https://doi.org/10.1016/j.jedc.2005.11.001
30. Taylor JB. Discretion versus policy rules in practice, in: Carnegie-Rochester conference series on public policy. Elsevier Science Publishers B.V, North-Holland, 1993, 195-214. Doi: https://doi.org/10.1016/0167-2231(93)90009-L
31. Teräsvirta T. Specification, estimation, and evaluation of smooth transition autoregressive models. Journal of the American Statistical Association. 1994; 89:25. Doi; https://doi.org/10.1080/01621459.1994.10476462
32. Terasvirta T, Yang Y. Specification, estimation and evaluation of vector smooth transition autoregressive models with applications. Université catholique de Louvain, Center for Operations Research and Econometrics. 2014062, 2014.
33. La haute Instance du dialogue nationale sur la réforme du système judiciaire. Charte de la réforme du système judiciaire, 2013. Accessible via: http://www.ism.ma/basic/web/pdf/charte/en.pdf
34. The PRS Group. ICRG Methodology. 2013. Accessible via: https://www.prsgroup.com/wp-content/uploads/2012/11/icrgmethodology.pdf
35. Wang R, Morley B, Stamatogiannis MP. Forecasting the exchange rate using nonlinear Taylor rule based models. International Journal of Forecasting. 2019; 35(2). https://doi.org/10.1016/j.ijforecast.2018.07.017
36. Zhu Y, Chen H. The asymmetry of US monetary policy: Evidence from a threshold Taylor rule with time-varying threshold values. Physica A: Statistical Mechanics and its Applications. 2017; 473:522-535. Doi: https://doi.org/10.1016/j.physa.2017.01.023