

Les pays ayant libéralisé leur régime de change subissent-ils moins d'inflation ? Cas des pays en développement (PED)

HibaBissoug, HichamAssalih

Université Ibn Tofail

Kenitra Maroc

hibabissoug@gmail.com

Hicham.assalih@uit.ac.ma

Résumé

Cet article cherche à analyser comment la flexibilité du régime de change pourrait assurer le maintien du niveau général des prix aux niveaux ciblés par les Autorités Monétaires et par conséquent la stabilité macroéconomique des pays en développement à savoir le Maroc, l'Égypte, la Tunisie, la Turquie et l'Algérie. La problématique centrale est de savoir si le passage desdits pays au régime flexible peut atténuer l'instabilité économique en matière d'inflation ou si, au contraire, il introduit de nouvelles vulnérabilités. Nous estimons l'incidence de la flexibilité du régime de change sur l'inflation en utilisant des données couvrant une période de 43 ans allant de l'année 1980 à 2023 analysée à l'aide du modèle ARDL-PMG. Les résultats de cette étude montrent que le taux de change effectif réel exerce un effet significatif sur le court et long terme pour les pays constituant notre panel d'étude, la masse monétaire a un impact significatif et limité sur le taux d'inflation à court terme, mais elle génère des effets inflationnistes à long terme. Les importations causent des effets pervers sur le niveau d'inflation à court et long terme notamment pour ces pays. En conclusion, nos estimations valident l'hypothèse que la flexibilité du régime de change de ces pays au cours du temps aura un effet positif sur la stabilité macroéconomique notamment le maintien de l'inflation à des niveaux tolérés.

Mots clés : inflation, régime de change, PED, stabilité macroéconomique, ARDL

Classification JEL : E3, C5, O1

Abstract

This article seeks to analyze how the flexibility of the change regime could ensure the maintenance of the general level of prices at the levels targeted by the Monetary Authorities and consequently the macroeconomic stability of developing countries, namely Morocco, Egypt, Tunisia, Turkey and Algeria. The central issue is whether their transition to the flexible regime can mitigate economic instability in terms of inflation or whether, on the contrary, it introduces new vulnerabilities. We estimate the impact of the flexibility of the change regime on inflation using data covering a period of 43 years from 1980 to 2023 analyzed using the ARDL-PMG model. The results of this study show that the real effective change rate has a significant effect on the short and long term for the countries constituting our study panel, the money supply has a significant and limited impact on the inflation rate in the short term, but it generates inflationary effects in the long term. Imports cause perverse effects on the level of inflation in the short and long term, particularly for these countries. In conclusion, our estimates validate the hypothesis that the flexibility of the change regime of these countries over time will have a positive effect on macroeconomic stability, particularly the maintenance of inflation at tolerated levels.

Keywords: inflation, exchange regime, developing countries, macroeconomic stability, ARDL

JEL Classification : E3, C5, O1

I. INTRODUCTION

Bien que la question du choix du régime de change se pose pour toutes les économies, elle revêt une importance particulière pour les économies émergentes dans la mesure où elle conditionne dans une large mesure la politique économique de ces pays, la sauvegarde de leur compétitivité, leur stabilité et par conséquent leur croissance économique. Ces économies font face à un environnement monétaire et financier international très instable caractérisé par une forte intégration des marchés financiers et une haute volatilité des flux de capitaux.

Depuis l'effondrement du système de Bretton Woods en 1973, les Pays En Développement (PED) ont adopté plusieurs types de régime de change allant de l'ancrage dur vers le flottement libre, en passant par divers régimes de change intermédiaires, dans l'espoir de maintenir la croissance tout en maîtrisant l'inflation. Cependant, l'efficacité de ces régimes reste un sujet de débat. Comme le souligne Frankel (1999), aucun régime de change n'est meilleur pour tous les pays et, pour un pays donné aucun régime de change n'est meilleur à tous les temps. En fait, cette citation n'est pas une affirmation ; corollaire aux enseignements de la théorie des impossibilités de Mundell, mais un précepte qui traduit un constat établissant une instabilité des conditions économiques structurelles et conjoncturelles dans le temps et l'espace et qui remettent systématiquement en question les choix des régimes de change.

Les effets du système de change sur l'inflation, le commerce, l'investissement, la croissance, la politique budgétaire et monétaire, etc. ont été analysés par une vaste littérature théorique et empirique. Très souvent, les conclusions ne sont pas consensuelles. Des résultats contradictoires sont également fréquents. Friedman (1973) et Edwards (1989) ont soutenu que les régimes flexibles permettent une meilleure absorption des chocs et réduisent l'accumulation de déséquilibres inflationnistes. De manière plus récente, Rogoff et Husain (2015) ainsi que Levy-Yeyati et Sturzenegger (2016) ont confirmé que les régimes flexibles sont associés à une réduction de l'inflation, à condition que la politique monétaire soit crédible et bien gérée. Dans les économies émergentes, Hansson (2022) a montré que cette flexibilité réduit l'inflation importée et améliore la crédibilité monétaire. Compte tenu de ces débats et résultats contrastés, il est essentiel d'analyser comment cette relation s'est manifestée dans certains pays en développement.

L'objectif du présent papier est de vérifier le comportement de l'inflation des cinq pays en développement après leur passage au régime flexible : L'Égypte, la Tunisie, le Maroc, la Turquie et l'Algérie, et déterminer s'ils doivent envisager d'assouplir davantage leur régime.

Le reste de la rédaction sera dans l'ordre des sections suivantes : littérature, méthodologie, résultats et enfin conclusion.

II. Revue de la Littérature

A. Classification des Régimes de Change

1) *La classification officielle du FMI* : La classification des régimes de change a subi depuis 1998 un changement important qui reflète la difficulté souvent rencontrée pour classer les pays sur la base des régimes de change pratiqués. Entre 1975 et 1998, le FMI a classé les pays en fonction de leur déclaration officielle. Ainsi, l'institution ne prend en compte que les régimes de jure. Cependant, les différences notables entre ce que les pays prétendaient faire et ce qu'ils faisaient en réalité ont conduit le FMI à abandonner son système de classification de jure en 1999 pour classer dorénavant le régime de change d'un pays sur la base de sa politique de facto. Il utilise des analyses quantitatives et qualitatives, en complétant les informations disponibles sur la politique de change et la politique monétaire des pays par une analyse de l'évolution observée des réserves ou des taux de change sur le marché officiel ou secondaire. Cette classification établit une distinction entre différents types de régimes de parité fixe, allant de diverses formes d'ancrages fixes à différents types d'ancrages souples. Selon la classification du FMI, les régimes fixes regroupent les régimes sans monnaie nationale à cours légal, les caisses d'émission, la parité fixe conventionnelle et les régimes de taux de stabilité. Les deux premières sont généralement connues sous le nom de Hard pegs, les deux autres sous le nom de Softs pegs. Les régimes intermédiaires englobent la parité mobile, le régime de type parité mobile, l'ancrage avec bandes horizontales et les autres régimes gérés. Enfin, les régimes de flottement intègrent les régimes de flottement et ceux de flottement pur. Cette typologie officielle *de facto* présente, elle aussi, quelques limites. D'une part, le manque de données historiques pour la période qui précède 1999 limite son utilité sur le plan empirique. D'autre part, certains chercheurs ont pu déceler des écarts entre les régimes de change officiellement établis et les régimes effectivement suivis (Levy-Yeyati et Sturzenegger, 2002 ; Calvo et Reinhart, 2002).

2) *Les classifications alternatives* : Pour combler ces lacunes, quelques auteurs ont proposé des classifications alternatives des régimes de change *de facto* basées essentiellement sur la flexibilité des taux de change. Parmi les classifications les plus utilisées dans la littérature empirique, nous pouvons citer La classification « hybride » de Ghosh et al (1997), la classification de Levy-Yeyati et Sturzenegger (1999) (LYS), la classification dite « naturelle » de Reinhart et Rogoff (2002) et enfin celle de Laidler (1999, 2002).

La Classification « hybride » de Ghosh et al (1997)

Ghosh et al (1997) ont utilisé un échantillon couvrant 140 pays pour la période 1960-1990 et, au delà de la simple dichotomie entre régimes fixes et flexibles, ont combiné la classification de jure du FMI avec une analyse statistique du comportement des taux de change et des fréquences de changement dans les parités pour distinguer entre les régimes où les interventions sont fréquentes (plus d'une modification par an) et les régimes où elles sont peu fréquentes. La classification de Ghosh et al (1997) a fait ressortir 25 catégories de régimes de change puis elle a été affinée pour ensuite, ne que distinguer 9 rubriques allant de l'ancrage par rapport à une seule monnaie au flottement pur tout en passant par de nouvelles catégories telles que les arrimages par rapport à un panier non divulgué « Secret Basket Pegs » ou les « systèmes coopératifs ».

Il importe de souligner que le contenu informationnel de cette classification « hybride » a pour une grande part, contribué dans la construction de la nomenclature de la classification actuelle de facto du FMI. La classification de Ghosh et al (1997) présente cependant certaines limites dont la plus importante est sans doute qu'elle ne distingue pas entre les arrimages souples et des formes d'ancrages plus rigides et qu'elle place certains pays dans une rubrique « non classifié ».

La Classification LYS (1999)

Contrairement à l'approche utilisée par Ghosh et al (1997), La classification de LYS (1999) a complètement ignoré les classifications de jure et de facto du FMI. Les auteurs ont ainsi essayé de générer une classification alternative à celle du FMI sur la seule base d'analyses statistiques du comportement de taux de change (volatilités du taux de change nominal et de la variation du taux de change nominal mesurées par la moyenne

de la variation mensuelle du taux de change en valeur absolue et l'écart type de la variation mensuelle du taux de change) et de la volatilité des réserves internationales (mesurée par la moyenne de la variation mensuelles des réserves officielles), variables considérées à la suite des études Calvo et Reinhart (2000) ou Hausmann, Panizza et Stein (2000) comme indicatrices du degré d'interventionnisme des autorités monétaires. La classification LYS (1999) couvre un large échantillon de 184 pays pour la période 1974-2000 et a généré une nomenclature formée de 4 catégories.

La principale limite de la classification LYS (1999) est que les résultats placent un certain nombre de pays, où les conclusions concernant le régime de change en place devraient être évidentes puisque les variabilités des taux de change et des réserves observées sont presque inexistantes, dans une rubrique « non concluant ».

La Classification « naturelle » de Reinhart et Rogoff (2002)

Pour générer leur classification dite « naturelle », Reinhart et Rogoff (2002) ont eu recours à une procédure de triages successifs. Les auteurs ont, tout d'abord, commencé par vérifier l'éventuelle présence d'un marché de change parallèle dans chacun des pays de leur échantillon. Si oui, ils procèdent ensuite à une classification statistique basée sur le pourcentage de variations dans le taux de change nominal et sur la probabilité que le taux de change demeure dans une fourchette de fluctuations déterminée. Enfin, et dans le cas où il existe un seul marché de taux de change, la classification est effectuée par une confrontation entre les déclarations du pays et les analyses statistiques du régime de facto. La classification mise au point par Reinhart et Rogoff (2002) a utilisé des données à fréquences mensuelles, qui permettent entre autres de s'affranchir des problèmes de changements de régimes en cours d'année, pour 153 pays couvrant la période 1946-2001 et a généré une nomenclature presque similaire à la classification de facto du FMI. Leur classification a introduit, néanmoins de nouvelles catégories de monnaies, dites « tombant librement » (*freelyfalling*) qui caractérisent les pays où le taux d'inflation annuel est supérieur à 40% et « hyper flottement » (*Hyper float*) lorsque le taux d'inflation mensuel est supérieur à 50%.

On pourrait, toutefois, nous questionner sur la capacité réelle des taux de change sur les marchés parallèles ou doubles à pouvoir servir de baromètre pour la politique de change de facto.

B. Les déterminants des régimes de change

La question de savoir si un pays est libre de choisir le système qui lui plaît ou si son choix se limite à un nombre restreint de régimes de change, voire à un seul, est fondamentale. Divers facteurs peuvent avoir une incidence sur la gamme d'options qui s'offre à un pays en particulier. Comme l'allègue FRANKEL (1999), il n'existe pas de régime de change unique et optimal qui pourrait être prescrit pour tous les pays. Ce choix dépendra plutôt du poids relatif accordé à chacun des facteurs.

La majorité des études empiriques s'attachent à vérifier la validité de ces critères dans la décision du choix. D'autres variables, rarement testées dans la littérature peuvent aussi entrer en jeu dans la décision du choix d'un régime de change. Le choix d'un régime de change optimal dépendra ainsi : de la taille du pays, de son niveau de développement économique, de son ouverture aux flux commerciaux et financiers, de la structure de sa production et de ses exportations, du niveau de son développement financier, de ses antécédents en matière d'inflation, des tentations inflationnistes du gouvernement, de la nature et de la source des chocs qui l'affectent, de son endettement extérieur, de la position de ses termes de l'échange et de la balance courante, du niveau de ses réserves de change et de la mobilité du compte capital, de la flexibilité de la politique budgétaire, ainsi que des préférences des décideurs politiques dans l'arbitrage entre différents objectifs de politique économique.

On relève globalement quatre principales approches pour expliquer le pourquoi et le comment du choix entre changes fixes et flexibles :

Une première approche, celle de la théorie des zones monétaires optimales, développée au cours des années 1960 suite aux articles originels de MUNDELL (1961), MCKINNON (1963) et de KENEN (1969), consacre la supériorité des changes fixes dans le cadre d'une intégration monétaire. Les principaux critères de choix de ce régime sont : le degré de mobilité des facteurs de production, le degré d'ouverture de l'économie et le degré

de diversification de la production. D'autres critères de choix ont émergé dans ce cadre depuis, en particulier : le degré d'intégration financière, la similarité des taux d'inflation et l'homogénéité des préférences. Une extension de l'approche originelle consacre le même principe de supériorité des changes fixes mais adopte une logique différente : elle privilégie un arbitrage entre les avantages et les coûts de l'intégration d'une zone monétaire.

Une seconde approche, qui s'inscrit dans la lignée des travaux de FISHER (1977a et b), TURNOVSKY (1976), FLOOD (1979), AIZENMAN et FRENKEL (1982, 1985), considère l'optimalité du choix entre fixité et flexibilité du change par référence aux capacités de stabilisation des différents régimes dans un environnement exposé à différents types de chocs. Les conclusions de cette littérature semblent s'aligner : si l'économie est affectée par des chocs monétaires, les changes fixes sont plus appropriés. Au contraire, si ces chocs sont de nature réelle, la flexibilité présente plus d'attrait.

Une troisième approche considère le rôle de la crédibilité dans le processus de choix d'un régime de change. La notion de crédibilité de la politique monétaire face à la rationalité des agents économiques fut explicitement avancée suite aux travaux fondateurs de KYDLAND et PRESCOTT (1977), CALVO (1978) et ceux de BARRO et GORDON (1983b). Cette voie a été ressuscitée vers la fin des années 1980 avec sa prise en compte et son adaptation par HORN et PERSSON (1988) dans les décisions de choix des régimes de change. Selon cette approche, l'adoption d'un système de change fixe en tant que règle d'ancrage du taux de change par rapport à une devise stable permet de procurer des gains en termes d'une plus faible inflation et donc d'une plus grande crédibilité des autorités monétaires. Ce gain de crédibilité est généralement arbitré au détriment de la flexibilité, avec la renonciation au mécanisme d'ajustement par le change face à des chocs affectant l'économie ou pour relancer cette dernière.

La quatrième théorie, celle de la trinité impossible postule que, lorsque les capitaux sont très mobiles, l'adoption d'un système de change fixe entraîne l'abandon de l'autonomie de la politique monétaire. Cela s'explique par la mobilité des capitaux induite par l'arbitrage international des taux d'intérêt. Par conséquent, les pays ne peuvent choisir que deux des trois possibilités suivantes : la mobilité internationale des capitaux, la fixité du taux de change nominale et une politique monétaire autonome.

Ces différentes théories proposent des critères de choix du régime de change qui peuvent souvent entrer en contradiction les uns avec les autres. Par exemple, un système de change flexible paraît plus adapté à un pays qui subit des chocs réels fréquents. Mais, si ce pays connaît également des problèmes de crédibilité dans la conduite de ses politiques monétaire et budgétaire, alors un régime fixe lui conviendrait mieux. De façon générale, les opinions varient beaucoup sur le régime de change optimal dans les débats économiques. La faveur est allée aux régimes de change flottants dans l'immédiat après Bretton Woods, puis aux régimes intermédiaires ou fixes conventionnels. Par la suite, les régimes extrêmes de flexibilité ou de fixité ont été perçus comme les plus viables dans un monde marqué par une forte mobilité des capitaux (voir Fischer, 2001 et, Obstfeld et Rogoff 1995). Après l'abandon de la caisse d'émission en Argentine en 2001, un consensus semble émerger sur le fait qu'aucun régime de change ne peut être recommandé à tous les pays, ni tout le temps pour un même pays (voir Frankel, 1999 et Levy Yeyati, Sturzenegger et Regio, 2002)

III. Inflation et Régime de Change : Bref Aperçu des Etudes Empiriques

Un nombre non négligeable de travaux a essayé de tester la relation entre le choix du régime de change et les niveaux d'inflation enregistrés. Edwards (1993) a ainsi essayé de voir si l'ancrage du taux de change permettait d'améliorer les performances inflationnistes en introduisant un certain degré de discipline financière. Il a utilisé un échantillon de 52 pays émergents pour une période allant de 1980 à 1989. L'auteur a eu recours à la classification de jure du FMI, pour montrer que les niveaux d'inflation sont nettement plus faibles dans les pays où les régimes de change sont fixes. Edwards (2001) et Edwards et Mendoza (2003) soulignent que plus l'ancrage du taux de change est rigide et plus il sera efficace pour améliorer la crédibilité des autorités monétaires et de ramener l'inflation à des niveaux soutenables. Ghosh et al (2000) ont aussi comparé les performances des régimes fixes rigides (Currency Board) et des régimes intermédiaires ou flexibles. Ils montrent, en utilisant la classification de jure du FMI, que les niveaux d'inflation sont de loin plus faibles dans les premiers (inférieurs de 4%) et attribuent cela à une plus grande confiance dans ce type de

régime (effet de crédibilité) et à une croissance monétaire moins forte (effet de discipline). Dans une étude récente pour le FMI, Ghosh et al (2003), ont non seulement confirmé la corrélation positive entre flexibilité du taux de change et niveaux d'inflation mais ils ont au même moment investi le problème de la direction de la causalité pour montrer que les performances inflationnistes dépendent de façon cruciale du régime de change en place.

IV. Partie Empirique

L'objectif du présent papier est de décortiquer le comportement de l'inflation en régime de change fixe et flexible de cinq pays en développement à savoir le Maroc, l'Égypte, la Tunisie, la Turquie et l'Algérie.

Pour cela, il est indispensable de poser les hypothèses suivantes :

- Les pays en développement maîtrisent l'inflation après avoir libéralisé leur régime de change ;
- Les PED n'arrivent pas à maîtriser l'inflation en dépit de la flexibilité du régime de change ;
- Le changement du régime de change n'a aucune incidence sur l'inflation.

A. Définition des variables et source des données

Afin de réaliser cette étude, il est essentiel de présenter certaines variables qui ont été jugées *déterminantes* dans les littératures théorique et empirique. Elles se présentent comme suit :

LTCER : taux de change effectif réel qui représente la variable explicative de notre modèle, introduit par le logarithme pour minimiser ses valeurs et éliminer le problème de variables aberrantes ;

INF : taux d'inflation qui représente la variable réponse de l'étude ;

MM : masse monétaire figurant parmi les variables exogènes impacte théoriquement et empiriquement la variable à expliquer ;

PIB : taux de croissance économique qui exerce, selon la théorie, une incidence sur le niveau général des prix ;

IDE : Les investissements directs à l'étranger qui retracent la mobilité des capitaux.

Notre étude est réalisée sur une période de 43 ans allant de l'année 1980 à 2023 pour un panel de 05 pays (Maroc, Turquie, Algérie, Tunisie et Egypte). Ces pays, ayant été optés d'une façon raisonnée, ont connu au cours de cette période des transformations colossales tous azimuts.

De même, la robustesse du modèle et la crédibilité des estimations de toute étude économétrique est tributaire des variables utilisées, puis qu'elles sont déterminantes dans la qualité des résultats obtenus. Les variables objet de l'étude ont été collectées à partir de la base de données de la Banque Mondiale et du FMI.

B. Méthodologie

Notre étude permet de décortiquer la relation entre les variations du taux de change et le niveau général des prix, en implémentant, dans un modèle de régression en données de Panel suite à la structure des données qu'on dispose, d'autres variables explicatives édictées par la littérature théorique ayant un effet sur la variable endogène. La méthode de la régression en données de panel nous permet de faire face au problème d'insuffisance des données notamment pour les PED en recourant à un panel de pays durant une période donnée.

La formule économétrique du modèle se présente ainsi :

$$INF_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 TCER_{it} + \alpha_2 MM_{it} + \alpha_3 PIB_{it} + \alpha_4 IDE_{it} + \alpha_5 IMPORT_{it} + \varepsilon_{it}$$

Avant d'amorcer la spécification du modèle, il est souhaitable de jeter l'œil sur la statistique descriptive des variables explicatives utilisées. Le tableau 1 illustre la statistique descriptive de ces variables.

Tableau I
 La Statistique Descriptive des Variables Explicatives

	INF	TCER	PIB	MM	IMPORT	IDE
Mean	13.84677	78.69647	3.843268	20.90619	31.98596	1.583808
Median	7.111729	93.54526	4.092072	14.13859	28.56076	1.258825
Maximum	105.2150	449.8177	11.87524	144.7968	65.28761	9.424734
Minimum	0.000000	0.000000	-8.591826	-0.757531	11.92789	-0.286832
Std. Dev.	19.52307	86.33064	3.301085	22.29573	10.82776	1.507194

Source : réalisé par nos soins via Eviews

Le tableau 1 démontre des écarts-types importants entre les variables explicatives, notamment celle du taux de change effectif réel avec une valeur de 86.33, sans épargner les autres variables dont les valeurs se situent entre 10.83 et 22.29, cela est dû aux disparités structurelles dans les économies des PED optés dans l'étude.

La régression en données de panel exige la vérification de certaines hypothèses relatives à l'exécution de la méthode des MCO, notamment la stationnarité à travers le test d'ADF, l'autocorrélation des erreurs (test du Durbin-Watson) et la multi-colinéarité entre les variables explicatives objet de notre étude via le test du VIF. Le tableau 2 fait état de la matrice de corrélation entre les variables exogènes. Le tableau 2 figure la matrice de corrélation des variables explicatives.

Tableau II
 La Matrice de Corrélation entre les Variables Exogènes

Correlation					
	TCER	PIB	MM	IMPORT	IDE
TCER	1.000000	-0.167537	-0.345664	0.221722	-0.141794
PIB	-0.167537	1.000000	0.017725	-0.021675	0.181236
MM	-0.345664	0.017725	1.000000	-0.385064	-0.218056
IMPORT	0.221722	-0.021675	-0.385064	1.000000	0.398999
IDE	-0.141794	0.181236	-0.218056	0.398999	1.000000

Source : réalisé par nos soins via Eviews

D'après le tableau 2 illustrant la matrice de corrélation, on peut constater l'absence de multi-colinéarité entre les variables explicatives, vu que les coefficients de corrélation entre les variables explicatives sont très faibles.

Le test du VIF (Variance Inflation Factor) nous confirme les résultats obtenus dans la matrice de corrélation, en effet, les valeurs du VIF sont aux alentours de 1, et celles de l'inverse du VIF sont inférieures à 1, ce qui indique l'absence de problème de multi-colinéarité. Le tableau 3 montre les résultats du VIF et son inverse.

Tableau III :
 Indicateur du VIF et son Inverse

Variance Inflation Factors				
Date: 11/24/24 Time: 21:34				
Sample: 1980 2023				
Included observations: 219				
Variable	Coefficient Variance	Uncentered VIF	Centered VIF	1/VIF
TCER	5.69E-05	2.258292	1.230830	0,890932
PIB	0.033699	2.517978	1.066180	0,764117
MM	0.000984	2.674548	1.420161	0,705866
IMPORT	0.004162	13.83647	1.416720	0,704176
IDE	0.198428	2.760480	1.308709	0,937928
DEP	0.002132	1.836647	1.122426	0,812459
C	6.997682	20.41008	NA	

Après avoir peSource : réalisé par nos soins via Eviews de corrélation de celles-ci, nous devons recourir aux tests de spécification, à l'instar du test d'homogénéité de Hsiao et le test d'Hausman, afin d'aboutir à un modèle économétrique adéquat à nos données de panel.

Le test de Hsiao (1986) :

Le test d'homogénéité de Hsiao permet de statuer sur la présence des effets individuels en données de Panel, rapportés à chaque pays constituant le groupe de pays étudié. Pour exécuter ce test nous faisons appel à un programme comportant un ensemble de commandes sur le logiciel Eviews10 qui permet de calculer les valeurs des différentes statistiques du test F_1 , F_2 , F_3 et les P-Values associées. Ce test est une méthode séquentielle basée sur un ensemble d'étapes :

Etape 1 : tester l'homogénéité complète des comportements des individus

Cette étape consiste à tester les hypothèses suivantes :

$$H_0^1 : \text{Homogénéité totale des comportements}$$

$$H_1^1 : \text{Hétérogénéité totale des comportements}$$

D'après les résultats obtenus du test d'homogénéité de Hsiao :

La probabilité de la statistique de test qui est égale à 1.724×10^{-37} est inférieure au seuil de 5%, donc l'hypothèse nulle relative à l'homogénéité totale des comportements des pays est rejetée, c'est-à-dire l'inexistence d'homogénéité des coefficients des variables explicatives et des constants, par conséquent on passe à la deuxième étape du test.

Etape 2 : tester l'homogénéité des coefficients des variables explicatives

Cette séquence consiste à tester l'homogénéité, pour tous les pays, des coefficients des variables explicatives, en posant les hypothèses suivantes :

$$H_0^2 : \beta_{ji} = \beta_j \quad \forall (i, j)$$

$$H_1^2 : \exists (i, j) / \beta_{ji} \neq \beta_j$$

Le résultat du test nous indique que la P-value qui est égale à 4.667×10^{-39} est inférieure au seuil de 5%, donc on rejette l'hypothèse nulle selon laquelle les coefficients des variables explicatives sont homogènes et égaux, et par conséquent on peut déduire l'existence d'une hétérogénéité partielle, puisque seuls les termes constants peuvent être homogènes.

De ce fait, il est indispensable de commuter les modèles de panel standard (les modèles *pooled*, effets fixes et les modèles à effets aléatoires), par un autre modèle de régression dynamique en panel hétérogène, objet de notre étude, permettant d'obtenir des résultats fiables et sans biais, puisque les modèles de panel classique ne sont plus valables pour notre cas, outre qu'ils ne prennent pas en compte la dimension dynamique des données de panel en distinguant les relations à court et à long terme (Loayza et Ranciere (2004)), et imposent une homogénéité des coefficients de pente du modèle entre les individus.

C. Spécification du modèle P-ARDL

L'analyse des relations dans un modèle de panel nécessite la vérification de deux conditions à savoir la dépendance des coupes transversales, qui peut générer des résultats biaisés si elle est ignorée et l'hétérogénéité des coefficients de pente, vu les différences en termes de niveau de développement économique (Luintel et al. 2009). Plusieurs tests permettent de statuer sur la première condition notamment le test LM développé par Breusch et Pagan (1980), le test de dépendance en coupe transversale LM CD développé par Pesaran (2004) et le test le plus fiable de LM ajusté développé par Pesaran et al. (2008). Ce dernier test a comme hypothèse nulle l'existence d'une indépendance transversale entre les séries, tandis que l'hypothèse alternative montre une

dépendance transversale. Quant au deuxième problème, le test de Hsiao permet de vérifier l'homogénéité des coefficients de pente à travers le calcul des trois statistiques de Fisher associées à leurs P-values.

Selon Pesaran et al. (1999), la régression dynamique en panel hétérogène peut être incorporée dans le modèle de correction d'erreur en utilisant le modèle à décalage distribué autorégressif (ARDL), qui se présente comme suit:

$$\Delta(y)_{it} = \sum_{j=1}^{p-1} \gamma_{ij} \Delta y_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{q-1} \beta_{ij} \Delta X_{i,t-j} + \varphi_i((y_{i,t-1}) - (\beta_0^i + \beta_1^i (X_{i,t-1}))) + e_{it} \quad (1)$$

Où y est l'inflation, X est un ensemble de variables indépendantes et représente les coefficients à court terme des variables dépendantes et indépendantes décalées, β sont les coefficients à long terme et e_{it} le coefficient de vitesse d'ajustement à l'équilibre à long terme. Les indices i et t représentent le pays et le temps, respectivement.

Le modèle ARDL en panel comporte trois estimateurs à savoir l'estimateur de groupe moyen (MG) de Pesaran et Smith (1995), l'estimateur de groupe moyen groupé (PMG) développé par Pesaran et al. (1999) et celui dynamique à effets fixes (DFE), tous prennent en compte l'équilibre à long terme et l'hétérogénéité du processus d'ajustement dynamique et sont calculés par le maximum de vraisemblance (Demetriades et Law, 2006). Ces estimateurs se distinguent de certaines conditions présentées ci-dessous.

Le modèle de moyenne de groupe agrégée (PMG) :

Le coefficient du terme de correction d'erreur doit être négatif et supérieur à -2, pour garantir l'existence d'une relation d'équilibre à long terme entre les variables d'intérêt.

La non corrélation sérielle du résidu du modèle de correction d'erreur et l'exogénéité des variables explicatives. Ces conditions peuvent être remplies en ajoutant des retards ARDL (p, q) pour les variables dépendantes (p) et indépendantes (q) sous forme de correction d'erreur.

Le modèle de moyenne de groupe (MG) :

Le deuxième estimateur (MG) introduit par Pesaran et Smith (1995) consiste à estimer des régressions spécifiques à chaque pays et à calculer les moyennes non pondérées des coefficients estimés pour chaque pays.

La condition nécessaire pour la validité de cette technique est de disposer d'une dimension temporelle et transversale des données suffisamment grande.

Le modèle à effets fixes dynamiques (DFE) :

L'estimateur DFE est très semblable à l'estimateur PMG et impose des restrictions sur le coefficient de pente et les variances d'erreur égales dans tous les pays à long terme. Le modèle DFE limite en outre le coefficient de vitesse de réglage et le coefficient de rendement à court terme.

Selon Pesaran et Shin (1999), le modèle ARDL peut être utilisé même avec des ordres d'intégration différents (au niveau 0 et 1), outre l'estimation simultanée des effets à court et à long terme à partir des données de grandes dimensions transversales et temporelles, sans épargner que le modèle en question assure une cohérence des coefficients malgré le biais d'endogénéité, vu qu'il incorpore des décalages de variables dépendantes et indépendantes (Pesaran et al, 1999).

Enfin, le modèle P-ARDL, proposée par Pesaran et Smith (1995) et Pesaran et al. (1999), est le plus approprié à cette étude par panel, composée de 05 individus seulement, durant une période de 43ans.

D. Résultats empiriques

1) Test de dépendance des coupes transversales :

Tableau IV
 Le Test de Dépendance des Coupes Transversales

Residual Cross-Section Dependence Test			
Null hypothesis: No cross-section dependence (correlation) in residuals			
Equation: Untitled			
Periods included: 44			
Cross-sections included: 5			
Total panel (unbalanced) observations: 208			
Note: non-zero cross-section means detected in data			
Test employs centered correlations computed from pairwise samples			
Test	Statistic	d.f.	Prob.
Breusch-Pagan LM	27.56651	10	0.0021
Pesaran scaled LM	3.927991		0.0001
Pesaran CD	3.860223		0.0001

Source : réalisé par nos soins via Eviews

Le tableau ci-dessus montre que l'hypothèse nulle d'indépendance est rejetée au seuil de 5%, car les valeurs de probabilité sont inférieures à 5%, par conséquent, les séries présentent donc une dépendance transversale, et donc un choc survenant dans l'un des pays de panel peut être transmis aux autres pays dudit groupe. En outre, l'hypothèse nulle d'homogénéité des coefficients de pente ne peut être acceptée donc l'hétérogénéité spécifique aux pays est vérifiée.

2) *Test de racine unitaire de panel* : La dimension temporelle importante de nos données exige de faire face au problème de la non stationnarité, en appliquant les tests de racine unitaire de Levin, Lin et Chu (LLC), d'Im, Pesaran et Shin (IPS), de Fisher-ADF et de Philips Perron (PP). En effet, le test de l'IPS, qui est basé sur la moyenne des statistiques de l'ADF, prend en compte l'hétérogénéité à la fois d'interception et des coefficients de pente pour les sections transversales et résout le problème de corrélation sérielle. Quant à lui, le test de LLC (2002), qui est basé sur la statistique d'ADF pour vérifier l'existence de racine unitaire, accorde une homogénéité au coefficient autorégressif, ce qui montre la présence ou l'absence de racine unitaire. Le tableau 4 présente les résultats du test de racine unitaire avant différence.

Tableau V
 Test de Racine Unitaire de Panel (avant différence)

Variables	Levin, Lin et Chu		Im, Pesaran et Shin		ADF-Fisher		PP-Fisher	
	C	C et T	C	T et C	C	T et C	C	T et C
INF	0.3617	0.8182	0.1113	0.8817	0.1754	0.9245	0.0374**	0.5778
LTCER	0.0475**	0.4388	0.3520	0.2810	0.1443	0.1540	0.0010**	0.0224**
PIB	0.0000**	0.0015**	0.0000**	0.0001**	0.0000**	0.0001**	0.0000**	0.0000**
MM	0.0015**	0.0060**	0.0001**	0.0021**	0.0001**	0.0016**	0.0000**	0.0000**
IDE	0.0018**	0.0189**	0.0028**	0.0482**	0.0058**	0.0708**	0.0000**	0.0000**
IMPORT	0.0018**	0.0189**	0.0028**	0.0482**	0.0058**	0.0708**	0.0000**	0.0000**

** : significativité au seuil de 5%, C : constante, T : Tendance.

Source : réalisé par nos soins via Eviews

D'après le tableau, nous constatons que la variable à expliquer (INF) et celle du TCER sont non stationnaires en constante et en constante avec trend (excepté le test de PP), tandis que les autres variables sont jugées stationnaires en niveau. Le tableau suivant procédera à la première différence des variables non stationnaires.

Tableau VI
 Test de racine unitaire de Panel (après différence première)

Variables	Levin, Lin et Chu		Im, Pesaran et Shin		ADF-Fisher		PP-Fisher	
	C	C et T	C	T et C	C	C et T	C	T et C
INF	0.0000**	0.0000**	0.0000**	0.0000**	0.0000**	0.0000**	0.0000**	0.0000**
LTCER	0.0005**	0.0040**	0.0000**	0.0002**	0.0000**	0.0003**	0.0000**	0.0003**
PIB	0.0000**	0.0000**	0.0000**	0.0000**	0.0000**	0.0000**	0.0000**	0.0000**
MM	0.0000**	0.0000**	0.0000**	0.0000**	0.0000**	0.0000**	0.0000**	0.0000**
IDE	0.0000**	0.0000**	0.0000**	0.0000**	0.0000**	0.0000**	0.0000**	0.0000**
IMPORT	0.0000**	0.0000**	0.0000**	0.0000**	0.0000**	0.0000**	0.0000**	0.0000**

** : significativité au seuil de 5%, C : constante, T : Tendence.

Source : réalisé par nos soins via Eviews

Les résultats obtenus montrent la stationnarité de deux premières variables au niveau 1, ce qui affirme le choix de l'application du modèle P-ARDL qui exige la stationnarité de la variable à expliquer au niveau 1, outre les conditions vérifiées de la dimension temporelle qui doit être plus importante que celle des individus, et l'hétérogénéité du panel, ainsi que l'ordre d'intégration ne dépassant pas 1.

Concernant le choix du retard optimal du modèle, le critère d'information d'Akaike soutient le modèle ARDL (1, 4, 4, 4, 4, 4). L'étape prochaine consiste à vérifier l'existence de la cointégration entre les variables étudiées.

3) *Test de Cointégration des séries* : Après avoir déterminé l'ordre d'intégration pour les séries, il est temps d'amorcer les tests de cointégration sur panel. En effet, la littérature économétrique propose un certain nombre de tests de cointégration sur panel, notamment le test de cointégration de Pedroni (2004), de Kao (1999), de Westerlund (2007) et de Maddala et Wu (1999), qui combinent des tests de coupes transversales individuelles. Les tests de Pedroni et Kao sont les plus utilisés parmi les tests de cointégration en panel pour leur fiabilité.

Le test de Pedroni permet de rejeter l'hypothèse nulle d'absence de cointégration en panel au seuil de signification de 5%, pour la dimension intra-groupe et celle inter-groupes, puisque la plus-value du test est inférieure à 5%, par conséquent, le test affirme l'existence de la relation d'équilibre à long terme entre les variables. Pour le test de Kao, l'hypothèse nulle d'absence de cointégration est rejetée, vu que la plus-value est inférieure au seuil de signification de 5%. Les tableaux 7 et 8 illustrent les résultats du test de cointégration de Pedroni et Kao.

Tableau VII
 Test de Cointégration de Pedroni

Pedroni Residual Cointegration Test Series: INF TCER PIB MM IMPORT IDE Date: 12/04/24 Time: 15:51 Sample: 1980 2023 Included observations: 220 Cross-sections included: 5 Null Hypothesis: No cointegration Trend assumption: No deterministic trend Automatic lag length selection based on SIC with lags from 7 to 9 Newey-West automatic bandwidth selection and Bartlett kernel				
Alternative hypothesis: common AR coefs. (within-dimension)				
	Statistic	Prob.	Weighted Statistic	Prob.
Panel v-Statistic	1.774280	0.0380	0.528701	0.2985
Panel rho-Statistic	-4.240317	0.0000	-1.189483	0.1171
Panel PP-Statistic	-8.845505	0.0000	-2.816350	0.0024
Panel ADF-Statistic	-8.847075	0.0000	-2.784158	0.0027
Alternative hypothesis: individual AR coefs. (between-dimension)				
	Statistic	Prob.		
Group rho-Statistic	-0.797615	0.2125		
Group PP-Statistic	-3.530861	0.0002		
Group ADF-Statistic	-3.454978	0.0003		

Source : réalisé par nos soins via Eviews

Tableau VIII
 Tests de Cointégration de KAO

Kao Residual Cointegration Test		
Series: INF TCER PIB MM IMPORT IDE		
Date: 12/04/24 Time: 15:56		
Sample: 1980 2023		
Included observations: 220		
Null Hypothesis: No cointegration		
Trend assumption: No deterministic trend		
Automatic lag length selection based on SIC with a max lag of 9		
Newey-West automatic bandwidth selection and Bartlett kernel		
	t-Statistic	Prob.
ADF	-5.199886	0.0000
Residual variance	57.30727	
HAC variance	36.34582	

Source : réalisé par nos soins via Eviews

4) Estimation du modèle ARDL-PMG à court terme :

Tableau IX:
 Estimation de l'ARDL-PMG à court terme

Algérie				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob. *
COINTEQ01	-0.312800	0.005385	-58.09259	0.0000
D(TCER)	-0.035711	0.000946	-37.73799	0.0000
D(TCER(-1))	-0.032551	0.001231	-26.45362	0.0001
D(TCER(-2))	0.100157	0.001038	96.46868	0.0000
D(TCER(-3))	-0.128692	0.000828	-155.4891	0.0000
D(PIB)	0.275372	0.067275	4.093263	0.0264
D(PIB(-1))	0.301795	0.075039	4.021839	0.0276
D(PIB(-2))	-0.009846	0.061422	-0.160299	0.8828
D(PIB(-3))	-0.132530	0.072446	-1.829351	0.1648
D(MM)	-0.008534	0.007762	-1.099404	0.3519
D(MM(-1))	0.066531	0.008258	8.056874	0.0040
D(MM(-2))	0.073791	0.006263	11.78202	0.0013
D(MM(-3))	0.056986	0.003804	14.98040	0.0006
D(IMPORT)	0.148503	0.039329	3.775917	0.0325
D(IMPORT(-1))	0.361953	0.059224	6.111636	0.0088
D(IMPORT(-2))	0.121501	0.073180	1.660290	0.1954
D(IMPORT(-3))	0.313092	0.088572	3.534876	0.0385
D(IDE)	-1.882682	1.574175	-1.195981	0.3176
D(IDE(-1))	-4.315030	1.716721	-2.513530	0.0867
D(IDE(-2))	-3.418830	1.714911	-1.993591	0.1402
D(IDE(-3))	-0.864295	1.269849	-0.680629	0.5449
C	-1.911602	0.979702	-1.951208	0.1461

Source : réalisé par nos soins via Eviews

Le tableau 9 relatif à l'estimation du modèle ARDL-PMG à court terme pour l'Algérie révèle que le coefficient d'ajustement à l'équilibre est significativement négatif, ce qui signifie que le taux

d'inflations'ajusteraitpar -0,31par an lorsqu'il est hors du corridor. Le taux de change effectif réel et ses variables retardées exerce un effet significatif sur l'inflation à court terme avec signes attendus. Quant à lui, le PIB et sa première variable retardée impacte positivement et significativement le taux d'inflation à court terme.

La masse monétaire a un impact non significatif sur le taux d'inflation avec signe attendu à court terme, les importations impactent significativement la variable réponse avec signes attendus conformément à la littérature théorique, et ce, suite à l'inflation importée pour une économie en développement. Pour les IDE, ces derniers n'influence pas l'inflation à court terme avec signes attendus.

Tableau X
 Estimation de l'ARDL-PMG à court terme

Egypte				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob. *
COINTEQ01	-0.327956	0.010158	-32.28416	0.0001
D(TCER)	1.086184	0.042799	25.37893	0.0001
D(TCER(-1))	-0.237774	0.151722	-1.567163	0.2151
D(TCER(-2))	-0.910931	0.165232	-5.513045	0.0118
D(TCER(-3))	-0.119861	0.110666	-1.083087	0.3581
D(PIB)	0.404596	0.111056	3.643188	0.0357
D(PIB(-1))	-0.441397	0.130665	-3.378090	0.0432
D(PIB(-2))	0.040424	0.180618	0.223812	0.8373
D(PIB(-3))	-0.737495	0.110602	-6.668028	0.0069
D(MM)	-0.344192	0.010796	-31.88039	0.0001
D(MM(-1))	0.041728	0.020391	2.046353	0.1332
D(MM(-2))	-0.267516	0.018865	-14.18039	0.0008
D(MM(-3))	0.195062	0.016783	11.62256	0.0014
D(IMPORT)	-0.106927	0.034315	-3.116040	0.0526
D(IMPORT(-1))	-0.051893	0.031940	-1.624703	0.2027
D(IMPORT(-2))	-0.120729	0.024268	-4.974752	0.0156
D(IMPORT(-3))	-0.253984	0.019947	-12.73290	0.0010
D(IDE)	-0.887702	0.162202	-5.472820	0.0120
D(IDE(-1))	1.474229	0.170630	8.639937	0.0033
D(IDE(-2))	0.232483	0.170349	1.364750	0.2657
D(IDE(-3))	1.162108	0.192386	6.040499	0.0091
C	1.352133	0.660543	2.047001	0.1331

Source : réalisé par nos soins via Eviews

Le tableau 10 relatif à l'estimation du modèle ARDL-PMG à court terme pour l'Egypte illustre que le coefficient de retour à l'équilibre est significativement négatif, ce qui signifie que le taux d'inflation s'ajusterait par -0,33 par an lorsqu'il est au-dessus ou au-dessous de l'équilibre. Les variables retardées du taux de change effectif réel exercent un effet non significatif sur l'inflation à court terme avec signes attendus, tandis que le TCER de l'année à venir a un impact positif et significatif. Quant à lui, le PIB affiche un effet significatif et positif sur le taux d'inflation à court terme, par contre, ses variables retardées montrent un signe contraire, ce qui signifie que la hausse du PIB cause la même réponse du taux d'inflation.

La masse monétaire a un impact significatif sur le taux d'inflation avec signe attendu à court terme, les importations impactent significativement la variable réponse avec signe négatif qui serait dû à la faible demande nationale pour les biens et services étrangers. Pour les IDE, ces derniers affichent un effet significatif et positif pour les variables retardées sur l'inflation, mais un effet négatif pour l'année à venir.

Tableau XI :
 Estimation de l'ARDL-PMG à Court Terme

Maroc				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob. *
COINTEQ01	-0.956556	0.008606	-111.1502	0.0000
D(TCER)	0.184605	0.004383	42.11592	0.0000
D(TCER(-1))	-0.256208	0.003143	-81.52535	0.0000
D(TCER(-2))	-0.050076	0.004341	-11.53461	0.0014
D(TCER(-3))	-0.381435	0.003035	-125.6778	0.0000
D(PIB)	1.233844	0.024848	49.65595	0.0000
D(PIB(-1))	1.170349	0.026496	44.17057	0.0000
D(PIB(-2))	0.734958	0.015779	46.57965	0.0000
D(PIB(-3))	0.031024	0.003170	9.787465	0.0023
D(MM)	-0.243201	0.002594	-93.75942	0.0000
D(MM(-1))	-0.410517	0.004204	-97.64231	0.0000
D(MM(-2))	-0.038911	0.001045	-37.24624	0.0000
D(MM(-3))	-0.126415	0.000629	-201.0397	0.0000
D(IMPORT)	-0.193870	0.003547	-54.66067	0.0000
D(IMPORT(-1))	-0.215434	0.003663	-58.81086	0.0000
D(IMPORT(-2))	-0.184741	0.001970	-93.77975	0.0000
D(IMPORT(-3))	-0.228962	0.001805	-126.8718	0.0000
D(IDE)	0.390504	0.038134	10.24027	0.0020
D(IDE(-1))	0.424334	0.020281	20.92227	0.0002
D(IDE(-2))	0.170163	0.023600	7.210160	0.0055
D(IDE(-3))	0.255408	0.012527	20.38850	0.0003
C	-5.480067	4.971180	-1.102367	0.3508

Source : réalisé par nos soins via Eviews

L'estimation pour le cas du Maroc, fait état que le coefficient de correction d'erreur à l'équilibre est significativement négatif, ce qui signifie que le taux d'inflation s'ajusterait par -0,95 par an lorsqu'il est au-dessus ou au-dessous de l'équilibre. Les variables retardées du taux de change effectif réel exercent un effet significatif sur l'inflation à court terme avec signes attendus. Le PIB affiche un effet significatif et positif sur le taux d'inflation à court terme, ce qui signifie que la hausse du PIB se traduit à court terme par le même signe sur le taux d'inflation.

La masse monétaire a un impact significatif sur le taux d'inflation avec signes attendus à court terme, les importations ont un impact significatif sur la variable réponse avec signe négatif qui serait dû à la faible demande nationale pour les biens et services étrangers.

Tableau XII
 Estimation de l'ARDL-PMG à Court Terme

Tunisie				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob. *
COINTEQ01	-0.218673	0.009741	-22.44788	0.0002
D(TCER)	0.002111	0.001212	1.741798	0.1799
D(TCER(-1))	-0.073575	0.002106	-34.93276	0.0001
D(TCER(-2))	0.063212	0.002041	30.96971	0.0001
D(TCER(-3))	0.032088	0.001048	30.61898	0.0001
D(PIB)	0.240563	0.016078	14.96178	0.0006
D(PIB(-1))	0.103324	0.012650	8.167896	0.0038
D(PIB(-2))	-0.000684	0.008796	-0.077738	0.9429
D(PIB(-3))	-0.037366	0.005650	-6.613094	0.0070
D(MM)	-0.118731	0.002586	-45.90431	0.0000
D(MM(-1))	-0.071462	0.001911	-37.39711	0.0000
D(MM(-2))	-0.030946	0.001828	-16.92806	0.0004
D(MM(-3))	0.011604	0.001988	5.835430	0.0100
D(IMPORT)	0.061044	0.003486	17.50998	0.0004
D(IMPORT(-1))	0.098893	0.002836	34.87655	0.0001
D(IMPORT(-2))	0.068934	0.001989	34.65997	0.0001
D(IMPORT(-3))	0.047832	0.002368	20.20108	0.0003
D(IDE)	0.269445	0.018194	14.80981	0.0007
D(IDE(-1))	0.119240	0.017871	6.672393	0.0069
D(IDE(-2))	0.147696	0.020520	7.197607	0.0055
D(IDE(-3))	0.062175	0.013345	4.659104	0.0187
C	-1.456126	0.820761	-1.774118	0.1741

Source : réalisé par nos soins via Eviews

En ce qui concerne la Tunisie, le coefficient d'ajustement est significativement négatif, signifiant que la vitesse de retour à l'équilibre se fait par -0,22 par an lorsqu'il est au-dessus ou au-dessous de l'équilibre. Le taux de change effectif réel exerce un effet significatif sur l'inflation à court terme. Le PIB affiche un effet significatif et positif sur le taux d'inflation à court terme.

La masse monétaire a un impact significatif et négatif sur le taux d'inflation à court terme, les importations ont un impact significatif et positif sur la variable réponse suite à l'inflation importée.

De leur côté, les IDE ont un effet significatif sur le taux d'inflation ce qui signifie qu'ils sont source de pressions inflationnistes.

Tableau XIII : Estimation de l'ARDL-PMG à court terme

Turquie				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob. *
COINTEQ01	-0.282296	0.010055	-28.07390	0.0001
D(TCER)	9.203427	2.364514	3.892312	0.0301
D(TCER(-1))	-8.906948	5.610629	-1.587513	0.2106
D(TCER(-2))	-6.569184	32.06725	-0.204856	0.8508
D(TCER(-3))	-8.661353	33.74753	-0.256651	0.8140
D(PIB)	0.269286	0.135166	1.992258	0.1404
D(PIB(-1))	-0.174312	0.207059	-0.841848	0.4617
D(PIB(-2))	0.369330	0.170341	2.168184	0.1187
D(PIB(-3))	0.091310	0.089446	1.020847	0.3825
D(MM)	0.222025	0.008476	26.19462	0.0001
D(MM(-1))	0.024360	0.007003	3.478541	0.0401
D(MM(-2))	-0.019632	0.004764	-4.120912	0.0259
D(MM(-3))	0.104306	0.005399	19.31789	0.0003
D(IMPORT)	-0.203831	0.468014	-0.435525	0.6926
D(IMPORT(-1))	1.544669	0.318356	4.852015	0.0167
D(IMPORT(-2))	-1.469755	0.292456	-5.025552	0.0152
D(IMPORT(-3))	0.834415	0.362548	2.301528	0.1048
D(IDE)	-2.272927	5.675122	-0.400507	0.7156
D(IDE(-1))	-0.383602	5.814405	-0.065974	0.9515
D(IDE(-2))	1.843144	5.959935	0.309256	0.7774
D(IDE(-3))	-5.152073	8.384608	-0.614468	0.5824
C	5.022244	3.849233	1.304739	0.2830

Source : réalisé par nos soins via Eviews

Quant à la Turquie, le coefficient d'ajustement est significatif avec signe négatif, traduisant un ajustement à l'équilibre par -0,28 par an lorsqu'il est en déséquilibre. Les variables retardées du taux de change effectif réel exercent un effet non significatif sur l'inflation à court terme avec signe attendu. Le PIB affiche un effet non significatif et positif sur le taux d'inflation à court terme. La masse monétaire a un impact significatif sur le taux d'inflation à court terme, les importations ont un impact significatif pour les deux variables retardées sur la variable réponse. De leur côté, les IDE ont un effet non significatif sur le taux d'inflation.

Ces résultats jugés différents par rapport aux autres panels sont dus aux spécificités de la structure des économies des pays objet de l'étude.

5) *Estimation du modèle ARDL-PMG à long terme :*

Tableau XIV
 Estimation du Modèle ARDL-PMG à Long Terme

Dependent Variable: D(INF) Method: ARDL Date: 12/04/24 Time: 20:12 Sample: 1984 2023 Included observations: 191 Maximum dependent lags: 1 (Automatic selection) Model selection method: Akaike info criterion (AIC) Dynamic regressors (4 lags, automatic): TCER PIB MM IMPORT IDE Fixed regressors: C Number of models evaluated: 4 Selected Model: ARDL(1, 4, 4, 4, 4) Note: final equation sample is larger than selection sample				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*
Long Run Equation				
TCER	0.040822	0.015287	2.670352	0.0089
PIB	-1.198304	0.145234	-8.250876	0.0000
MM	0.598376	0.052355	11.42916	0.0000
IMPORT	0.134246	0.026956	4.980154	0.0000
IDE	-0.776936	0.224381	-3.462571	0.0008

Source : réalisé par nos soins via Eviews

D'après le modèle ARDL-PMG à long terme, il paraît évident que le taux de change effectif réel exerce un impact statistiquement significatif à long terme, ce qui affirme que la politique de flexibilité du régime de change au cours du temps aura un effet positif sur la stabilité macroéconomique notamment le maintien de l'inflation à des niveaux tolérés.

De sa part, la masse monétaire impacte positivement et significativement l'inflation, en effet, une hausse de la masse monétaire de 1%, augmente l'inflation de près de 0,60%, ce qui corrobore les avancées théorique et empirique selon lesquelles la masse monétaire génère des pressions inflationnistes à long terme. Ainsi, les importations (en % du PIB) affichent un effet significatif et positif, en effet, une augmentation de 1% des importations se traduit par une hausse du taux d'inflation de 0,13%. Les investissements directs à l'étranger ont un retentissement significatif à long terme sur l'inflation, en effet, une hausse de 1% des IDEs traduite par l'entrée des capitaux, motivée par l'augmentation du taux d'intérêt, engendre une déflation de 0,77%.

Le test d'Hausman basé sur l'homogénéité des coefficients à long terme affirme le choix du modèle d'ARDL-PMG qui est le plus pertinent et le plus efficace pour le cas de notre étude économétrique.

V. Conclusion et Recommandations

Quelques travaux ont essayé d'établir un lien entre régimes de change et les variables macroéconomiques réelles aussi bien dans les pays développés que ceux en développement. Si certains affirment que ce lien existe sous certaines conditions (Bleaney et Fielding, 2002), d'autres trouvent qu'il n'est pas significatif.

Cette étude s'inscrit dans ce courant mais affirme plutôt que le type de régime de change affecte l'inflation. Aussi, il en découle que les régimes flexibles sont préférables lorsque l'objectif des autorités est de réduire les fluctuations des agrégats macroéconomiques, la tendance au flottement observée dans la dernière décennie peut donc trouver son fondement dans cet objectif.

Les résultats de cette étude permettent de faire ressortir que le taux de change effectif réel exerce un effet significatif sur le court et long terme pour les pays constituant notre panel d'étude, ce qui signifie que la flexibilité du régime de change ne pourrait qu'assurer le maintien du niveau général des prix aux niveaux ciblés par les Autorités Monétaires et par conséquent la stabilité macroéconomique des pays. La masse monétaire a un impact significatif et limité sur le taux d'inflation à court terme, mais elle génère des effets inflationnistes à long terme.

Les importations comme il a été indiqué causent des effets pervers sur le niveau d'inflation à court et long terme notamment pour les pays en développement, caractérisés par une faible compétitivité internationale et la dépréciation de leurs monnaies.

Pour renforcer la flexibilité du régime de change, il est recommandé de renforcer la compétitivité internationale des pays, d'attirer les investissements directs à l'étranger et de soutenir une résilience économique pour amortir les chocs externes. Cependant, cette transition nécessite une gestion prudente pour éviter une volatilité excessive et des perturbations économiques à court terme. En ce qui concerne la gestion de l'inflation, des politiques monétaires et fiscales rigoureuses doivent être établies pour contrôler l'inflation à court terme, et donc se mettre à l'écart de la déstabilisation de l'économie, nécessitant des mécanismes d'adaptation rapide. La stabilité des prix contribue à la confiance des investisseurs et des consommateurs, favorisant ainsi une croissance économique durable. La bonne conduite de la politique monétaire implique le contrôle de la masse monétaire pour soutenir la croissance économique.

En conclusion, bien que la flexibilité du régime de change présente des avantages potentiels pour la stabilité macroéconomique à long terme, elle doit être abordée avec prudence. Une gestion rigoureuse de l'inflation et une optimisation de la politique monétaire sont essentielles pour assurer une transition efficace.

RÉFÉRENCES

- [1] ADAMS C. et GROSD, « *The Consequences of Real Exchange rate Rules for Inflation: Some Illustrative Examples* », IMF Staff Papers, 33, p. 439- 76, 1986.
- [2] Atish R., Ghosh et Ostry J.D, « *le choix du régime de change* », Finances & Développement, 2009.
- [3] Bailliu J., Lafrance R. et Perrault J-F, « *Does Exchange Rate Policy Matter for Growth ?* », Bank of Canada WP 2002/17
- [4] Ben Ali M, « *Libéralisation du compte capital et choix d'un régime de change, quelle portée pour la flexibilité en Tunisie ?* », revue tiers monde, No 188 - OCTOBRE-DÉCEMBRE - p. 863-882, 2006.
- [5] Bleaney.M.F., « *Exchange Rate Regimes and Inflation Persistence* », IMF Staff Papers, Volume 47, No. 3, 2001.
- [6] Duttagupta R., Fernandez G., Karacadag C., « *Adopter un taux de change flexible Comment, quand et dans quels délais ?* », IMF, 2006.
- [7] DREYER J.S., « *Determinants of Exchange Rate Regimes for Currencies of Developing Countries: Some Preliminary Results* », World Development 6 (2), p. 437-45, 1978.
- [8] EDWARDS S., « *The Determinants of the Choice between Fixed and Flexible Exchange Rate Regimes* », NBER Working Paper, n° 5756, 1996.
- [9] Edwards S. et Levy Yeyati E., « *Flexible Exchange Rates as Shock Absorbers* », NBER Working Paper No. 9867, 2003.
- [10] Francisco M., Bleaney M., « *Exchange Rate Regimes and Monetary Discipline - Only Hard Pegs Make a Difference* » document disponible sur: www.researchgate.net/publication, 2003.
- [11] FRANKEL A.J., « *No Single Currency Regime Is Right for All Countries or at All Times* », NBER Working Paper, n° 7338, 1999.
- [12] Fielding D., Bleaney M., « *Monetary discipline and inflation in developing countries: the role of the exchange rate regime* », Oxford Economic Papers, Volume 52, Issue 3, July, Pages 521–538, 2000.
- [13] Ghosh, A.R., Gulde, A.-M et Wolf, H. C., « *Exchange Rate Regimes - Choices and Consequences* », MIT Press, Cambridge, 2003.
- [14] Ghosh A., Gulde A.M., Ostry J.D. et Wolf H.C., « *Does the nominal exchange rate regime matter?* », NBER Working Paper n° 5874, 1997.
- [15] Hansson E., « *Exchange rate regimes and economic growth an empirical investigation of exchange rate regimes relationship with economic growth* », 2022.
- [16] Levy-Yeyati E-L. et Sturzenegger F., « *Classifying Exchange Rate Regimes: Deeds vs. Words* », document disponible sur :<http://www.utdt.edu/~ely/DW2002.PDF>, 2002.
- [17] Mohamed Daly S., « *le choix du régime de change pour les économies émergentes* », Munich PersonalRePEc Archive, MPRA Paper No. 4075, posted 17 Jul, 2007.
- [18] Reinhart, Carmen, and Kenneth Rogoff., « *The Modern History of Exchange Rate Arrangements: A Reinterpretation* », The Quarterly Journal of Economics, Vol. 19, No. 1, p. 1–48, 2004.
- [19] Richard C. Bart and Chorng-Huey Wong., « *Approaches to Exchange Rate Policy* », IMF, 1994.
- [20] Rogoff K. S., Husain A.M, Mody A., Brooks R. et Oomes N., « *Evolution and Performance of Exchange Rate Regimes* », IMF working paper WP/03/243, 2003.
- [21] Stotsky J., Ghazanchyan M., Adedeji O., and Maehle N., « *The Relationship between the Foreign Exchange Regime and Macroeconomic Performance in Eastern Africa* », International Monetary Fund, WP/12/148, 2012.
- [22] Victor E. Argy., « *Choosing an Exchange Rate Regime the Challenge for Smaller Industrial Countries* », IMF, 1990.

[23] Yougbare L., « *Effets macroéconomiques des régimes de change : essais sur la volatilité, la croissance économique et les déséquilibres du taux de change réel* ». Document disponible sur : theses.hal.science/tel-00377436v1, 2009.

[24] ZIAD M., « *Régime de change et croissance en Méditerranée : Une étude empirique*, *Revue Maghrébine d'Economie & Management*», N° 01 Mai, 2015.