

Taux de change et croissance économique en Afrique du Nord

ZIAD M'hamed

Université de Mascara (Algérie)

Résumé - L'objectif de cette étude est d'analyser la relation empirique entre le régime de change et la croissance économique pour certains pays de l'Afrique du Nord (Algérie, Egypte, Maroc et Tunisie), entre 1980 et 2014. Les résultats obtenus suggèrent un effet significatif du régime de change sur la croissance, que ce soit par le biais d'une combinaison de l'accroissement des échanges commerciaux et du taux d'investissement ou par celui d'un niveau important de l'ouverture commerciale. Il apparaît donc que l'abandon des régimes fixes observé par ces pays au cours de ces dernières décennies se justifie par un objectif de stabilité de leurs croissances.

Abstract -The objective of this study is to analyze the empirical relationship between the exchange rate regime and economic growth in some countries of North Africa (Algeria, Egypt, Morocco and Tunisia), between 1980 and 2014. The results obtained suggest a significant effect of the exchange rate regime on growth, either through a combination of increased trade and investment rates or that of a high degree of openness commercial. It therefore appears that the abandonment of fixed regimes observed by these countries during recent decades is justified by their growing stability objective.

Mots clés :

Taux de change, régime du change, croissance économique, Afrique du Nord.

Key words:

Exchange rate, exchange rate regimes, economic growth, North Africa.

Introduction

Les expériences de différents régimes de change montre de manière convaincante qu'il n'y pas de régime universellement approprié pour tous les pays et dans toutes les circonstances (Frankel, 1999). Chaque pays doit en effet choisir son propre régime de change en se basant sur ses propres caractéristiques structurelles et sur ses propres objectifs. Il faut même considérer que le processus de développement nécessite une adaptation régulière du régime de change en fonction de l'étape qui est atteinte par chaque économie.

En effet, et depuis la publication de la liste des régimes de change adoptés par les pays membres du FMI, de nombreux auteurs ont étudié la relation théorique entre la gestion des taux de change et les politiques économiques (Dornbusch [2001], Edwards [1996], Obstfeld et Rogoff [1995], Razin et Collins [1997], Williamson [2000]). Cette relation concerne à la fois l'impact des variations du taux de change et celui de sa variabilité.

Cependant, les prédictions de la théorie économique ont souvent donné lieu à des idées qui sont contradictoires. Dornbusch (2001), Obstfeld et Rogoff (1995) soulignent que les régimes de change fixes soient généralement associés à une meilleure performance inflationniste qui serait le résultat d'effets crédibilisant et disciplinant. De plus, ils peuvent améliorer la croissance économique en amplifiant les échanges commerciaux, en réduisant le risque de change et en facilitant l'intégration économique et financière des pays. Quant aux partisans du régime de

change flexibles, Goldfajn et Werlang (2000), Razin et collins (1997) ont les qualifié de réduire la vulnérabilité aux crises économiques en jouant le rôle de mécanisme régulateur et d'absorbeur des chocs réels, en maîtrisant la volatilité du taux de change sur le niveau général des prix et sur le commerce international. Williamson (2000) a préconisé les régimes de change intermédiaires comme une solution du milieu qui permet de combiner les avantages des deux extrêmes.

Par suite, la plupart des pays de l'Afrique du Nord ont appliqué des réformes bancaires et financières en vue d'améliorer leur efficacité et d'attirer des capitaux, ainsi pour assurer le financement de leur développement et corriger les déséquilibres et les distorsions dans leurs économies. La main raison c'est la politique et les institutions monétaires peu développés qui détriment la capacité de leurs autorités monétaires d'utiliser de politique de change et monétaire discrétionnaire avec succès. À travers de ces changements, comment la nature du régime de change pouvait importer en matière de croissance économique dans ces pays ?

Cette étude sera organisée de la manière suivante. La première partie sera consacrée à un bref historique sur les politiques de change adoptées par ces pays (Algérie, Egypte, Maroc et Tunisie), depuis la fin du système de Bretton Woods. Ensuite, on estimera sur un modèle de données de panel, la relation empirique entre les régimes de change et la croissance économique, afin de préciser la contribution du régime de change à la croissance sur des données de panel, couvrant la période 1980-2014. La dernière partie conclura cet article.

1. La gestion des taux de change en Afrique du Nord : Etat des lieux

Depuis l'effondrement du système de parités de Bretton Woods et l'adoption généralisée de taux de change flottants par les principales économies avancées au début des années 70, la plupart des Pays En Développement (PED) ont continué dans un premier temps de rattacher leur monnaie à l'une des principales devises, tels que le dollar américain et le franc français essentiellement, aux Droits de Tirage Spéciaux (DTS) ou à panier de monnaies. À partir de la fin des années 70, toutefois, un certain nombre de ces pays ont abandonné ce type de régime dont les régimes de change ne cessent d'évoluer. Par conséquent, cette tendance n'a pas rester figée, un nombre croissant des PED et dès la fin des années 80 ont abandonné ce type de régime de change pour adopter, dans une deuxième étape, des régimes de plus en plus flexibles.

A ce stade, ce schéma d'évolution des régimes de change en deux étapes a été observé même dans les pays étudiés (tableau 1). Dans une première étape, ces pays ont choisi le plus souvent un régime de change fixe strict, un rattachement au DTS, au dollar USD ou à un panier de monnaies où le dollar était majoritaire, plutôt qu'un régime basé sur une flexibilité même limitée. Une transition vers des régimes de change flexibles a été observée depuis le milieu des années 80 et qui marque le début de la deuxième étape de l'évolution des régimes de change dans ces pays. En effet, si en 1981, 44% des pays arabes maintenaient un régime de change fixe et 56% appliquaient des régimes intermédiaires, aucun pays n'avait adopté un régime de flottement même limité (Bubula et Otker-Robe, 2002). Ce n'est que vers la fin des années 80 qu'on va assister à

l'apparition de certains régimes de flottement et qui vont par la suite connaître une évolution croissance au détriment plus particulièrement des régimes de change fixes entre 1991 et 1999 et des régimes intermédiaires entre 1999 et 2002.

Concernant la question du choix du régime de change, ces pays étudiés ont enregistré une inflation modérée, tandis que la croissance réelle a avoisiné en moyenne 3 à 5 % sur la période 1993–2012 (FMI, 2014). Cette bonne tenue de l'inflation reflète la tendance à la baisse observée à l'échelle mondiale pendant la plus grosse partie des années 90, une politique prudente de gestion de la demande et, à des degrés divers, la persistance de contrôles des prix. Pour ce qui est de la croissance, la situation est quelque peu mitigée, étant donné la vulnérabilité de l'agriculture aux conditions climatiques (Maroc et Tunisie), la volatilité des prix pétroliers (Algérie) avec une faible

régionaux, parmi lesquels l'échec du processus de paix au Moyen-Orient et les événements du 11 septembre, pèsent sur la croissance. Le coût de l'ajustement à ces chocs aurait sans doute été plus faible avec un taux de change flexible qu'avec une parité fixe, toutes choses étant égales par ailleurs.

Il ressort de l'analyse ci-dessus que les régimes de change pour les pays concernés ont eu des succès divers. Les régimes de change de l'Algérie, du Maroc et de la Tunisie n'ont pas été mis sous pression récemment, parce que les chocs réels ont été relativement maîtrisables et que les politiques macroéconomiques poursuivies étaient généralement compatibles avec le choix du régime de change. Par contre, les tensions chroniques sur les marchés des changes de l'Égypte, démontrent que la vulnérabilité aux chocs exogènes réels, la volatilité des entrées de capitaux et les déficits budgétaires structurels élevés qui

Tableau 1 : L'évolution des régimes de change depuis 1970

Algérie	Ancrage à un panier de devise (\$ est majoritaire)				Flottement dirigé					
Egypte	Ancrage au dollar				Bande de Fluctuation horizontale			Flottement libre		
Maroc	Ancrage à un panier de devise (\$ est majoritaire)						Ancrage à un panier de devise (€ est majoritaire)			
Tunisie	Fixe	Ancrage à un panier		Flottement dirigé						
	1970	1975	1980	1985	1990	1995	2000	2005	2010	2014

Source : The Annual Report on Exchange Arrangements and Exchange Restrictions (FMI)

amélioration de la productivité totale des facteurs en général pour les quatre pays. En outre, des chocs exogènes internationaux ou

sont financés par de gros emprunts intérieurs et extérieurs sont incompatibles avec une parité fixe.

2. Régime de change et croissance économique : Survol de littérature

Les expériences de croissance dans les PED durant les années soixante et soixante-dix ont conduit à des résultats différents en matière de performances économiques. Dans la plupart de ces pays, les stratégies de développement étaient caractérisées par une large intervention publique qui donnait à l'État de larges prérogatives dans l'allocation des ressources. Ainsi, et depuis l'effondrement du système de Bretton Woods, qu'une vaste littérature s'est développée, afin de tester cette relation ambiguë en essayant de prendre en considération les avancées considérables effectuées récemment dans les classifications de facto des régimes de change et dans les techniques économétriques, principalement sur les données de panel. Plus précisément, ces études ont cherché à analyser les performances macroéconomiques des régimes de change en termes de croissance du produit, d'inflation et entre eux-mêmes. Cet arbitrage est d'autant plus pertinent et est au-delà de la traditionnelle dichotomie entre fixité dure et flexibilité pure (Allegret, 2005).

Edward (1993) a étudié l'incidence de régime de change sur l'inflation sur un échantillon construit des 52 PED pendant la période 1980-1998. Les résultats qu'il a obtenus montrent que les pays qui étaient en régime de change fixe ont réalisé des taux d'inflation moins élevés que ceux en régime de change flexible. Un résultat pareil a été trouvé par Gosh et *al.* (1995) sur les données des 136 pays dans la période 1960-1989. Quant à Mundell (1995), a comparé la croissance économique dans les pays industrialisés avant et après l'effondrement du système de Bretton Woods. Il montre

que la croissance économique a été beaucoup plus rapide au cours de première période, lorsque les taux de change étaient fixes. Plus récemment, Gosh, Gulde et Wolf (1997), ont utilisé des données pour 140 pays sur la période 1960-1990, pour tester cette relation. Les auteurs ne sont pas arrivés à distinguer un résultat concluant concernant l'effet du régime de change sur la croissance économique.

Jean-Marc Rizzo (1999) a utilisé les données de 29 pays pour la période de 1980-1995. Il a conclu au terme des résultats d'estimation de son modèle que le degré d'ouverture sur l'extérieur constitue bien le canal par lequel le régime de change influence sur la croissance. Si le régime de change ne paraît exercer qu'un effet limité sur la croissance, il joue par contre de façon significative sur sa volatilité. Par conséquent, il n'existe manifestement aucune évidence selon laquelle les changes flexibles seraient plus favorables à la croissance que les changes fixes.

Au terme d'une analyse de 25 économies émergentes couvrant la période 1973-1998, Bailliu, Lafrance et Perrault (2002) ont constaté que les régimes de change flottants s'accompagnent d'une croissance économique plus rapide mais seulement dans le cas des pays qui sont relativement ouverts aux flux de capitaux internationaux, et dans une moindre mesure, dans les pays dotés de marchés financiers bien développés. Les estimations de Levy-Yeyati et Sturzenegger (1999) sur un échantillon couvrant la période 1974-99, montrent que les régimes de change fixes sont associés aux taux de croissance par tête les plus faibles et à une plus grande variabilité du produit. Ainsi, Levy-Yeyati et Sturzenegger (2002) trouvent que la flexibilité du taux de change permet une réallocation rapide des ressources, suite à un

choc réel et en présence d'une rigidité significative des prix à court terme. Edwards et Levy-Yeyati (2003), ont par la suite confirmé ces résultats et ont souligné l'incapacité des régimes de change fixes à absorber les chocs sur les termes des échanges, ce qui se traduit par un ralentissement de la croissance économique.

Plus récemment, Stotsky et al. (2012) ont étudié l'incidence du régime de change sur la croissance économique au moyen de données longitudinales relatives à 7 pays africains sur la période 1990-2010, pour constater que, plutôt que le régime de change comme tel, c'était la présence d'un cadre de politique monétaire solide, qui importait pour la croissance économique. Les résultats obtenus permettent de nettement différencier les pays émergents d'un côté, et les PED de l'autre. En effet, les performances respectives des différents régimes de change appréhendées au niveau global sont entièrement expliquées par les résultats obtenus pour les PED. Plus précisément, un pays qui aurait choisi un régime de flottement à partir de 1973 aurait connu à fin 2000 une croissance du produit de 22% supérieure à un pays ayant choisi la fixité. Or ce résultat est expliqué par les seuls PED pour lesquels les pays à ancrage ont un taux de croissance annuel inférieur de 1% par rapport aux pays à flexibilité.

Cette étude paraît importante dans le choix des variables instrumentales mais semble se heurter au problème du biais de simultanéité. Elle fera l'objet de la prochaine section.

3. Analyse empirique

L'évidence empirique présentée dans cette section se propose d'estimer empiriquement la nature de la relation entre le régime de change et la croissance

économique avec des estimations en panel réalisées en utilisant des données fournies par la Banque mondiale (*World Development Indicators*) et les Statistiques Financières Internationales (IFS) du Fonds Monétaire International (FMI).

a. Le modèle

L'échantillon retenu est composé de quatre pays de l'Afrique du Nord. Il s'agit de l'Algérie, l'Égypte, le Maroc et de la Tunisie. La période d'observation s'étend de 1980 à 2014. Pour l'ensemble des pays, nous avons presque les mêmes années d'observations. Il s'agit donc d'un panel quasi-cylindré.

L'équation de base testée est empruntée à Stotsky et al. (2012), s'écrit comme suit :

$$\begin{aligned} GDP_{it} = & \beta_0 + \beta_1 DEP_{it} + \beta_2 INV_{it} \\ & + \beta_3 COM_{it} \\ & + \beta_4 MON_{it} + \beta_5 IDV_{it} \\ & + \beta_6 REGIME_{it} \\ & + \varepsilon_{it} \dots \dots \dots (1) \end{aligned}$$

Dans l'équation (1), la variable **GDP** représente le taux de croissance du Produit intérieur brut par habitant du pays **i** à la période **t** (exprimé en année). Les variables retenues comme déterminants de la croissance dans cette étude sont celles couramment utilisées dans la littérature empirique de la croissance, notamment par Mankiw, Romer et Weil (1992), Barro et Sala-i-Martin (1995). Ainsi, ces études s'ajoutent celles de Rizzo (1999), Bailliu, Lafrance et Perrault (2002), Ghosh et al. (2004) et de Stotsky et al. (2012), nous ont guidés dans le choix des variables appropriées. Les variables explicatives sont définies par une observation annuelle et sont les suivantes :

- **DEP** : le taux de croissance des dépenses de consommations réelles du secteur public ;

- *INV* : la part des dépenses d'investissement réelles dans le PIB ;
- *MON* : le ratio de monnaie et quasi-monnaie au PIB. En effet, compte tenu des données disponibles, nous avons introduit la masse monétaire à la place du taux d'intérêt comme l'instrument de politique monétaire utilisé par la banque centrale ;
- *COM* : le taux de croissance du commerce extérieur ;
- *IDV* : l'Indice de Développement de la Banque Mondiale. Cet indicateur pourrait capter un éventuel effet de convergence. Il s'agit d'attribuer des codes aux pays en fonction de leur niveau de revenu : les pays à faible revenu ont été codés en 0, ceux à revenus moyens inférieur et supérieur respectivement en 1 et 2, ceux à revenu élevé en 3.
- *REGIME* : une variable muette désigne le régime de change, dont elle prenant la valeur 0 pour les régimes de change fixes, 1 pour les régimes de change intermédiaires et 2 pour les régimes de change flottants.

Quant à β_0 qui représente l'effet propre pour chaque pays, il vise à saisir l'incidence des déterminants du taux de croissance de chaque économie, et qui n'est pas déjà prise en compte par les autres variables explicatives. Autrement dit, ce coefficient indique les facteurs non observables qui varient selon les pays mais pas sur les périodes. L'effet propre au pays peut être fixe, c'est-à-dire une constante qui varie selon les pays, ou aléatoire c'est-à-dire une variable aléatoire tirée d'une distribution commune de moyenne β et de variance σ_β^2 . Le test d'Hausman nous permet de déterminer le modèle approprié à retenir.

b. Analyse des données et des résultats empiriques

Avant toutes choses, il convient de jeter un regard critique sur les données dont nous disposons. Un résumé est donné par le tableau (2) ci-dessous :

Tableau 2: Statistiques descriptives

Variables	GDP	DEP	INV	COM	MON
Moyenne	2.055	4.543	24.869	9.003	65.874
Médian	2.383	4.188	24.361	8.557	62.247
Maximum	10.537	80.449	38.236	55.053	113.899
Minimum	-8.026	-8.302	15.619	-32.399	33.006
Ecart-type	3.184	7.850	4.631	14.101	19.746
Observations	140	140	140	140	140

Source : calculs de l'auteur. Logiciel Eviews

Les données se caractérisent par très importants écarts dans les valeurs de certaines variables. Les statistiques des écarts-types indiquent 19.746 pour la masse monétaire mise en circulation (MON) et 14.101 pour le taux de croissance des échanges extérieurs. Les mêmes remarques sont enregistrées dans les autres variables, mais avec des disparités

différentes et assez importantes (3.184, 7.850 et 4.631). Ces écarts sont certainement liés aux différences de développement entre les pays étudiés.

Pour corriger cette situation, nous avons choisi d'utiliser dans cette analyse une transformation logarithme. L'équation (1) devient alors :

$$\begin{aligned}
 LGDP_{it} = & \beta_0 + \beta_1 LDEP_{it} + \beta_2 LINV_{it} \\
 & + \beta_3 LCOM_{it} \\
 & + \beta_4 LMON_{it} + \beta_5 IDH_{it} \\
 & + \beta_6 REGIME_{it} \\
 & + \varepsilon_{it} \dots \dots \dots (2)
 \end{aligned}$$

De même, utilisant une autre variable muette, **FIXE**, représentant le caractère plus ou moins fixe du taux de change (1 si fixe et 0 sinon), nous mettons à l'examen la relation de celui-ci avec la croissance du PIB réel par habitant (GDP).

La technique des régressions en données de panel permet de pallier l'insuffisance des données en procédant sur plusieurs pays ou groupes de pays en même temps. Plusieurs précautions sont nécessaires avant de traiter ces régressions. En effet, pour étudier correctement – au sens économétrique – les relations entre différentes variables, celles-ci doivent satisfaire certaines exigences (Bourbonnais, 2009), notamment celle de stationnarité et de la non-corrélation des erreurs¹.

On s'assure d'abord des propriétés statistiques des séries et en particulier de leur degré d'intégration en réalisant les tests de racine unitaire dont les résultats sont consignés dans le tableau (3) suivant.

Tableau 3 : Test de stationnarité (ADF) des variables utilisées

Variables	Levin, Lin & Chu T			
	Statistic.	Prob.	L	Trend
GDP	-2.487	0.006	1	Non
Δ(GDP)	-8.561	0.000	1	Non
DEP	-3.070	0.001	1	Non
Δ(DEP)	-6.366	0.000	1	Non
INV	-1.855	0.031	1	Non
Δ(INV)	-2.211	0.013	1	Oui
COM	-3.513	0.000	1	Non
Δ(COM)	-5.199	0.000	1	Oui
MON	0.790	0.785	1	Non
Δ(MON)	-4.308	0.000	1	Oui

L : signifie le nombre de retards à introduire dans l'équation de test

Source : calculs de l'auteur. Logiciel Eviews

Les tests indiquent que les variables suivantes GDP, DEP, INV et COM sont stationnaires en niveau et en première différence. Pour la variable MON, elle n'est pas stationnaire en niveau et elle le devient en première différence. On admet donc l'hypothèse de stationnarité de toutes les variables retenues dans l'examen antérieur. Or, l'ensemble des séries qui composent les variables de notre étude sont tous stationnaires d'après les tests d'ADF et nous recourons en outre au test de Durbin-Watson pour détecter une éventuelle auto-corrélation des erreurs (entre valeur estimée et valeur observée). Ce test est inclus dans les régressions sous Eviews. Il doit être proche de 2 pour indiquer une présomption d'indépendance des erreurs.

¹ $E(\varepsilon_t^2) = \sigma^2$ la variance de l'erreur est constante : le risque de l'amplitude de l'erreur est le même quelle que soit la période (hypothèse d'homoscédasticité).

Nous avons dans un premier temps régressé sur la totalité de l'échantillon la croissance du PIB réel par habitant sur la croissance décalée de la consommation publique en guise d'approximation de l'impulsion budgétaire, la croissance des échanges commerciaux avec l'extérieur, le taux d'investissement et le ratio de la masse monétaire relative au produit national, l'indice de développement de la Banque Mondiale destiné à capter un éventuel effet de convergence. Une variable muette **REGIME** prenant les valeurs 0, 1 et 2 pour les régimes de changes fixes, intermédiaires et flexibles respectivement.

Les résultats des régressions en données de panel que nous avons effectuées sur la période (1980-2014) pour l'équation (2), sont présentés dans le tableau (4) suivant.

Au regard des régressions en données de panel que nous avons effectuées pour l'équation (2) regroupées dans le tableau (4), les remarques suivantes sont à mentionner :

De façon globale les résultats de l'estimation sont satisfaisants. D'abord, le test de *Hausman*² nous a indiqué qu'il est plus approprié de considérer ces effets comme fixes, cela signifie l'absence de corrélation entre les effets propres aux pays et les variables explicatives (H_0 est rejetée). Les tests de *Durbin-Watson* sont satisfaisants et proches de 2.

Nous ferons une première observation relative au facteur explicatif des modèles que nous allons commencer, qui est indiqué par le R^2 , coefficient de détermination du modèle. Ces coefficients sont relativement faibles entre 0.18 et 0.38, c'est-à-dire que les modèles n'expliquent qu'environ 18% à

38% de la variable à expliquer. Ceci peut être très faible mais plusieurs remarques s'imposent.

Tous d'abord, comme nous l'avons déjà évoqué, les pays composant notre échantillon sont très différents tant par leur taille que par les caractéristiques économiques structurelles. Le fait de traiter en données de panel ces variables pour quatre pays si différents, réduit le pouvoir explicatif d'un modèle simplifié. De plus, les résultats pour la période (1980-1990) montreront des R^2 plus élevés. Ces modèles et l'utilisation que nous faisons de l'économétrie ne sont pas censés fournir à eux seuls des explications.

D'autre part, les coefficients de détermination et les tests économétriques ne considèrent pas d'éventuels phénomènes cumulatifs et évolutifs dans le temps. Après ces nécessaires précisions, intéressons-nous aux résultats des régressions à proprement parler.

La spécification de l'équation (2) pour les estimations sur toute la période (1980-2014), traite 140 observations respectivement et affiche des R^2 de 0.22 respectivement pour les quatre pays. La variable des régimes de change (REGIME) est significative à 5% d'intervalle de confiance et apporte ainsi la première confirmation de la corrélation avec la croissance économique. La plupart des coefficients des autres variables explicatives sont statistiquement significatifs et du signe prévu par la théorie.

² Sous l'hypothèse nulle $MEF \neq MEA$ contre H_1 : les effets sont fixes (propres aux individus).

Les coefficients du taux de croissance de dépenses publiques (DEP), de la part des investissements dans le PIB (INV), de la croissance des échanges commerciaux (COM) généralement sont positifs. Le même résultat est remarqué pour l'indice de développement (IDV), qui exerce un effet positif à la croissance dans la région.

Quant à la variable muette (fixe), son coefficient n'est pas statistiquement significatif dans la 2^e estimation. Pour ce qui est des autres variables, leurs coefficients sont statistiquement significatifs différents de zéro. De plus, les deux variables INV et COM amplifient la croissance économique, ce qui confirme la prédominance des mesures budgétaires constatées dans ces pays concernés.

A la lumière de ces résultats, il est plausible de dire que notre modèle investi appuie l'hypothèse selon laquelle le type de régime de change influe sur la croissance économique dans les économies arabes.

Les résultats des nouvelles régressions effectuées à partir de la même équation mais sur des périodes différentes et successives (1980-1989 ; 1990-2000 ; 2001-2014), montrent que le régime de change a un impact positif sur la croissance économique et statistiquement significatif dans les trois estimations. La croissance du produit est, elle-même, influencée significativement par la croissance des dépenses gouvernementales (signe positif), la part des investissements à la PIB (signe positif), la croissance des échanges (signe positif), et par le ratio de la masse monétaire au PIB (signe positif).

En termes de comparaison des coefficients, toutes nos estimations

aboutissent presque à la même conclusion : le degré de l'ouverture est la variable qui suscite le plus d'accroissement du PIB par tête, suivie de l'offre de monnaie, de l'investissement et la consommation publique (des coefficients avec des signes différents). Ce résultat indique que le niveau des échanges avec l'extérieur est un élément important dans la recherche des instruments spécifiques pour stimuler la croissance du produit national dans les pays arabes. Clairement, une augmentation des importations en volumes déstabilise l'output réel. D'un autre côté, une politique monétaire expansionniste exerce un effet positif sur la croissance de l'output. Dans cette réflexion, il est important pour nous de savoir si cette expansion monétaire puisse aux entreprises de s'emprunter à un taux plus faible sur le marché monétaire, et que les gouvernements contrôlent l'ensemble de prix dans ces pays sur le marché des biens et services pourraient justifier ce dernier impact, au moins à court terme.

c. Tests de causalité

Nous déployons les tests développés par Granger (1969) qui informent de l'existence d'une telle causalité et sur son sens.

Nos tests sont effectués sur l'échantillon entier, puis par pays, et conformément à la perspective antérieure (tableau 5), considèrent la notion de causalité sur le plan statistique : A partir des données observées, on calcule des valeurs attendues de la variable considérée et on compare ensuite cette valeur estimée avec la valeur observée en appliquant un certain nombre de retards et de décalages entre les deux séries de variables.

Tableau 5 : Tests de causalité régime de change et croissance économique

Echantillon	L	N	REGIME == > GDP	GDP == > REGIME
Tous les pays	3	129	2.379**	1.450
Algérie	4	29	3.103**	0.284
Egypte	3	31	1.228**	0.278
Maroc	4	29	2.149***	0.438
Tunisie	2	31	0.921***	1.938***

L : Nombre de retards ; N : Nombre d'observations

Les astérisques *, **, *** représentent significatif à 1%, 5% et à 10% respectivement.

Source : calculs de l'auteur. Logiciel Eviews.

Dans le cas de l'ensemble des pays, on trouve un rapport de causalité dans le sens de régimes de change vers la croissance économique significative au seuil de 10%. Le rapport inverse de causalité dans le sens de la croissance économique vers les régimes de change n'est pas significatif. Nous pouvons interpréter ce résultat comme une réfutation des thèses standards qui soutiennent que la performance économique peut conditionner le choix du régime de change. En réalité, cette dernière compte bien évidemment, mais elle ne serait pas une cause première. Si la forte croissance des prix des hydrocarbures dans certains pays arabes, leur a permis d'accumuler des réserves de change importantes, il serait absurde de nier une influence les changes fixes appliqués avec ancrage au dollar, et qui ont devenu plus difficile à maintenir, en raison de la baisse du dollar et qui favorise l'inflation importée.

Le résultat pour chaque pays est également intéressant. Le test de Granger est significatif par une seule direction selon les hypothèses que nous avons émises sur la base des résultats des régressions effectuées. Nous n'avons pas pu mettre en lumière une relation statistiquement

significative entre les régimes de change (REGIME) et la croissance économique (GDP) dans les deux sens. D'autres facteurs expliquent mieux la croissance économique que les régimes de change, notamment les caractéristiques structurelles propres de chaque pays.

4. Conclusion

Dans cette étude, la relation empirique entre le régime de change et la croissance économique est mise en évidence pour certains pays de l'Afrique du nord. Nous nous sommes attachés à présenter la question à travers la littérature économique en mettant en avant l'importance des travaux portant sur cette relation et en faisant une estimation sur un modèle de panel sur une équation censée d'y expliquer et tirer des enseignements.

Il ressort des résultats ci-dessus les conclusions suivantes. Le régime de change paraît affecter la croissance économique à travers une combinaison de l'accroissement des échanges extérieurs et du taux d'investissement mais avec une pondération plus élevée pour le degré d'ouverture commerciale. Il en découle, aussi, que les régimes de changes « non fixes » sont favorables à la croissance du produit national, lorsque l'objectif des autorités est

de stimuler l'activité économique et notamment le produit intérieur brut. De plus, la crédibilité d'une politique monétaire d'un pays en matière de gestion du marché de change permet de rassurer les investissements et les incite par conséquent à investir davantage.

Enfin, nos résultats ont confirmé les résultats obtenus par plusieurs économistes, selon lesquels les deux indicateurs de taux de croissance et d'indicateur de développement ne sont pas toujours des mesures fiables pour représenter la croissance économique à cause des effets d'hétérogénéité de pays de l'échantillon. Parallèlement, lorsque les pays sont dotés par de taux de croissance assez important, un régime de change flottant est associé à une croissance plus forte seulement dans le cas des pays relativement ouverts au commerce et aux flux de capitaux internationaux.

Références bibliographiques

- Allegret, J-P. (2005), *Les régimes de change dans les marchés émergents*, Editions Vuibert.
- Bailliu, J., Lafrance, R. et Perrault, J-F. (2002), «Does Exchange Rate Policy Matter for Growth?», *Bank of Canada WP 2002/17*.
- Barro, R-J. et Sala-i-Martin, X. (1995), *Economic Growth*, The MIT Press, Cambridge.
- Bleaney, M. et Fielding, D. (2002), « Exchange Rate Regimes, Inflation and Output Volatility in Developing Countries », *Journal of Development Economics*, Vol 68, p.233-45.
- Bleaney, M. et Tian, M. (2014), « Classifying Exchange Rate Regimes by Regression Methods », *source: <http://www.nottingham.ac.uk/economics/>*
- Bourbonnais, R. (2009), *Econométrie*, 9^e éditions, Dunod, Paris.
- Bubula, A. et Otker-Robe, I. (2002), « The Evolution of Exchange Rate Regimes Since 1990 Evidence from De Facto Policies », *IMF Working Paper 02/155*.
- Edwards, S. et Levy Yeyati, E. (2003), «Flexible Exchange Rates as Shock Absorbers », *NBER Working Paper No. 9867*.
- Eichengreen, B. (2011), *Exorbitant Privilege: The Rise and Fall of the Dollar and the Future of the International Monetary System*, Oxford University Press.
- Eichengreen, B., Park, D. et Shin, K. (2011), « When Fast Growing Economies Slow Down: International Evidence and Implications for China », *NBER Working Paper No. 16919*.
- Fisher, S. (2001), « Régimes de taux de change Le bipolarisme est-il justifié? », *Finance & Développement*, FMI, juin.
- Frankel, J-A. (1999), « No Single Currency Regime is Right for All Countries or At All Times », *NBER Working Paper No. 7338*
- Frankel, J. A. et Wei, S.-J. (2008), «Estimation of De Facto Exchange Rate Regimes: Synthesis of the Techniques for Inferring Flexibility and Basket Weights », *NBER Working Paper n° 14016*.
- Ghosh, A., Gulde, A.M., Ostry, J.D. et Wolf, H.C. (1997), « Does the nominal exchange rate regime matter? », *NBER Working Paper n° 5874*.
- Ghosh, A.R., Gulde, A.M. et Wolf, H.C. (2003), *Exchange Rate Regimes - Choices and Consequences*, MIT Press, Cambridge.
- Granger, C. W-J. (1969), «Investigating causal relations by econometric models and cross spectral

- methods», *Econometrica*, Vol. 37(3), p.424-38.
- Habermeier, K., Kokenyne, A., Veyrune, R. et Anderson, H. (2009), « Revised System for the Classification of Exchange Rate Arrangements », *IMF working paper* WP/09/211.
- Howitt, P. (2000), «Endogenous Growth and Cross-Country Income Differences », *American Economic Review*, vol. 90(4), p.829-46.
- Levy-Yeyati, E-L. et Sturzenegger, F. (2002), « Classifying Exchange Rate Regimes: Deeds vs. Words », *source* : <http://www.utdt.edu/~ely/DW2002.PDF>
- Mankiw, N-G., Romer, D. et Weil, D-N. (1992), « A Contribution to the Empirics of Economic Growth », *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 107(2), p. 407-37.
- Mills, T-C. et Wood, G-E. (1993), « Does the exchange rate regime affect the economy ? », *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, vol. 75, n°4, p. 3-20.
- Mundell, R. (1963), « Capital Mobility and Stabilisation Policy under Fixed and Flexible Exchange Rates », *American Economic Review*, Vol. 53, p. 112-119.
- Mundell, R. (1995), « The International Monetary System : The Missing Factor », *Journal of Policy Modeling*, N° 17(5), p. 479-92.
- Razin, O. et Collins, S-M. (1997), « Real Exchange Rate Misalignments and Growth », *NBER Working Paper* No. 6174
- Rizzo, J-M. (1999), « Régimes de change et croissance économique en méditerranée », *Revue d'économie financière*, n°52.
- Rogoff, K. S., Husain, A.M, Mody, A., Brooks, R. et Oomes, N. (2003), « Evolution and Performance of Exchange Rate Regimes », *IMF working paper* WP/03/243.
- Stotsky, J-G., Ghazanchyan, M., Adedeji, O. et Maehle, N. (2012), « The relationship between the foreign exchange regime and macroeconomic performance in eastern Africa », *FMI Working Paper* 2012/148.
- Williamson, J. (2000), *Exchange Rate Regimes For Emerging Markets : Reviving the Intermediate Option*, Institute for International Economics.

Annex

Tableau 4: Régime de change et croissance économique : Panel

Période Equations	1980-2014		1980-1989		1990-1999		2000-2014	
	1	2	3	4	5	6	7	8
Constante	-2,34 (0.25)	-2.29 (0.28)	-2.85 (0.26)	-4.31 (0.72)	-1.56 (0.45)	-1.83 (0.41)	-2.11 (0.40)	-2.09 (0.40)
DEP	0.05*** (0.02)	0.06** (0.02)	0.058** (0.02)	0.16** (0.07)	0.05 (0.03)	0.06 (0.04)	0.03 (0.04)	0.04 (0.03)
INV	0.51*** (0.09)	0.54*** (0.08)	0.56*** (0.09)	0.53*** (0.23)	0.49 (0.13)	0.46 (0.12)	0.59*** (0.12)	0.52*** (0.11)
COM	0.70*** (0.03)	0.78*** (0.03)	0.67*** (0.03)	0.64*** (0.09)	0.31 (0.05)	0.31 (0.06)	0.69*** (0.04)	0.68*** (0.03)
MON	0.66*** (0.18)	0.63*** (0.15)	0.62*** (0.16)	0.63*** (0.12)	0.69*** (0.15)	0.68*** (0.14)	0.42*** (0.15)	0.44*** (0.16)
IDV	0.09*** (0.03)	0.08*** (0.03)	0.08*** (0.03)	0.09 (0.08)	0.09 (0.06)	0.08 (0.05)	0.08** (0.03)	0.08** (0.04)
REGIME	0.09*** (0.03)		0.15* (0.09)		0.03 (0.08)		0.09* (0.05)	
FIXE		-0.072 (0.073)		0.112** (0.058)		0.02 (0.08)		0.08* (0.05)
R ²	0.22	0.21	0.38	0.37	0.19	0.18	0.31	0.32
N	140	140	40	40	40	40	60	60
F-stat.	49.68	41.53	42.56	55.03	31.87	31.87	24.33	28.33
DW	1.92	1.96	1.89	1.78	2.10	2.05	1.91	1.93

Les astérisques *, **, *** représentent significatif à 1%, 5% et à 10% respectivement ;
(Ecart-type)

Source : calculs de l'auteur. Logiciel Eviews