

Canaux de transmission, Instabilité Financière et Taux de Change: Le Cas de la Zone MENA

Transmission Channels, Financial Instability and Exchange Rates: The Case of the MENA Zone

FIRANO Zakaria

Enseignant chercheur

Faculté des Sciences Juridiques, Economiques et Sociales- Agdal

Université Mohammed V de Rabat-Maroc

Laboratoire des Sciences de Gestion

zakaria.firano@um5.ac.ma

MOULOUADE Badr

Doctorant

Faculté des Sciences Juridiques, Economiques et Sociales- Agdal

Université Mohammed V de Rabat-Maroc

Laboratoire des Sciences de Gestion

badr.moulouade@um5r.ac.ma

Date de soumission : 17/09/2022

Date d'acceptation : 07/11/2022

Pour citer cet article :

FIRANO.Z & MOULOUADE.B.(2022). «Canaux de transmission, Instabilité Financière et Taux de Change: Le Cas de la Zone MENA », Revue Française d'Economie et de Gestion «Volume 3 : Numéro 11 » .pp : 146 – 167.

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

Attribution License 4.0 International License



Résumé

Cette recherche vise à identifier les canaux de transmission des chocs via le canal du taux de change et leurs effets sur la vulnérabilité financière pour un échantillon de 11 pays de la zone MENA durant la période 1990-2018. En utilisant un modèle Panel VAR, nos résultats montrent que le taux de change interagit par une relation causale avec le compte courant, les réserves de change, la dollarisation du système bancaire et le crédit intérieur. Nous montrons qu'une dépréciation de la monnaie nationale entraîne une diminution du compte courant et des réserves de change ainsi qu'une augmentation du crédit intérieur. Cela dit, le compte courant, les réserves de change et le crédit intérieur sont des canaux de transmission de l'instabilité financière.

Mots clés: taux de change, stabilité financière, compte courant, réserves de change, crédit intérieur, Panel VAR.

Abstract

This research aims to identify the transmission channels of shocks via the exchange rate channel and their effects on financial vulnerability for a sample of 11 MENA countries during the period 1990-2018. Using a Panel VAR model, our results showed that the exchange rate interacts through a causal relationship with the current account, foreign exchange reserves, dollarization of the banking system and domestic credit. We show that a depreciation of the national currency leads to a decrease in the current account and foreign exchange reserves as well as an increase in domestic credit. That said, the current account, foreign exchange reserves and domestic credit are transmission channels for financial instability.

Keywords: exchange rate; financial stability; current account; foreign exchange reserves; domestic credit; Panel VAR.

Introduction

Le choix du régime de change et son rôle dans les crises de change et financières ont toujours été au cœur du débat dans la littérature théorique et empirique, notamment après les dernières crises des pays émergents (crise du mécanisme de change européen de 1992, crise du peso de 1994-1995, la crise asiatique de 1997-1998, la crise russe de 1998, la crise brésilienne de 1999, la crise turque de 2000 et la crise argentine de 2001). Cette littérature a identifié plusieurs canaux possibles par lesquels le régime de change influe sur la stabilité financière, d'où les points de vue divergents sur ce sujet.

De plus, les travaux qui ont étudié le régime de change dans la région MENA peuvent être décomposés en trois types. Le premier s'articule autour de travaux portant sur l'impact des régimes choisis sur l'économie en termes de croissance économique (Domac et Shabsigh, 1999) ainsi que sur la compétitivité des exportations manufacturées (Nabli et Végonzonès-Varoudakis, 2004). Le deuxième type d'études porte sur le choix des régimes de change (Karam, 2001 ; Bhattacharya, 2003 ; Sfia, 2011 ; Esmak et Firano ,2014). Et le troisième concerne le choix du régime de change et son impact sur la stabilité financière (Dağlaroğlu et Demirel, 2016). En outre, la récente crise du taux de change turc de 2018 soulève des questions sur les canaux possibles de transmission des vulnérabilités aux pays de la région MENA et sur l'impact du taux de change sur la stabilité financière.

A cet égard, nous allons essayer d'étudier la relation entre le taux de change et les canaux de transmission des vulnérabilités financières dans la région MENA. C'est pourquoi nous nous posons la question suivante : Quelles seraient les réactions de ces canaux de transmission des vulnérabilités financières (le compte courant, les réserves de change, le crédit intérieur, les flux d'investissements directs et la dollarisation du système bancaire) face à un choc de taux change ?

Pour atteindre cet objectif, un modèle Panel VAR est employé sur les données de 11 pays de la région MENA durant la période 1990-2018. Cet article est organisé de la façon suivante: La section 1 examine la littérature théorique et empirique sur les canaux potentiels de transmission des chocs susceptibles d'altérer la stabilité financière. La section 2 présente les données et à l'approche de modélisation. L'interprétation des résultats se trouve dans la section 3. Et enfin, la section 4 concerne la discussion des résultats.

1. La revue des travaux théoriques et empiriques

Les crises bancaires ont plus de probabilité de survenance dans un régime de change fixe puisque la banque centrale aura moins de marge de manœuvre comme prêteur en dernier ressort. En effet, les travaux théoriques de (Chang et Velasco, 1998) montrent que sous un régime fixe, le rôle du prêteur en dernier ressort par la banque centrale peut transformer une panique bancaire à une ruée vers les devises. C'est ce qu'affirme (Miller, 2000), soutenant qu'une panique bancaire sous un régime fixe confronte la banque centrale à deux choix. Premièrement, garder la stabilité du régime de change, en revanche ne pas renflouer les banques en difficulté et perdre la solvabilité du système bancaire. Deuxièmement, la création monétaire afin de maintenir la solvabilité bancaire, mais perdre la confiance dans le régime fixe et causer une dévaluation de la monnaie. C'est pourquoi, (Miller, 2006) met en évidence le rôle des réserves de change dans la stabilité du système financier, montrant que lorsque les réserves de change sont abondantes, les banques centrales pourraient recapitaliser des banques sans mettre en péril le régime de change. Cependant, quand les réserves sont insuffisantes, la banque centrale doit choisir entre la stabilité de monnaie et la solvabilité bancaire. Par conséquent, (Miller, 2003) conclut que si le régime de change fixe limite la fonction du prêteur en dernier ressort, les crises bancaires seront peu probables dans un régime flexible que dans un régime fixe.

Au niveau empirique, (Eichengreen et Rose, 1998) utilisent les données macroéconomiques et financières de 100 pays émergents au cours de la période 1975-1992. Les auteurs trouvent que le régime de change fixe limite la fonction du prêteur en dernier ressort de la banque centrale car la croissance de crédit intérieur peut réduire la confiance dans le régime fixe.

Canal expansion de crédits bancaires. Sur le plan théorique, la relation entre taux de change et crédits bancaires a été traitée sur deux plans. Le premier montre le rôle du régime de change dans l'expansion du crédit bancaire. En effet, (Krugman, 1979), dans son modèle de crise de change de 1^{ère} génération, suggère que la demande excessive de la monnaie sous un régime de change fixe conduit à une expansion du crédit bancaire et une perte graduelle des réserves de change. Dans cette situation, il y aura une attaque spéculative contre la monnaie entraînant l'épuisement des réserves de change. Ainsi, les autorités monétaires seront forcées à abandonner la parité de change. Le deuxième plan traite l'effet de l'appréciation du taux de change sur le crédit bancaire. (Bruno et Shin, 2014) dans leur modèle montre que l'appréciation de la monnaie locale est associée à un levier financier du secteur bancaire plus élevé. Les résultats des travaux empiriques montrent que les régimes de change fixes et les régimes intermédiaires moins flexibles favorisent l'expansion de crédit, tandis que les régimes de

change flexibles aident à contrôler l'expansion de crédits. (Backé et Wójcik, 2008) étudient des pays de l'Europe Centrale et Orientale nouveaux membres de l'Union Européenne pour différentes périodes avec le modèle NNS(new neoclassical synthesis model), ces auteurs soutiennent l'idée que la croissance du crédit dans les pays avec un régime fixe en Europe centrale et orientale nouveaux membres de l'UE a été plus dynamique que dans les autres pays de la région. De plus, (Magud, Reinhart et Vesperoni, 2014), en utilisant une régression en panel pour 5 économies asiatiques, 13 pays européens émergents et 7 pays d'Amérique latine sur différentes périodes, montrent que le crédit bancaire s'est développé plus rapidement dans des régimes de taux de change plus rigides, en particulier les prêts bancaires libellés en devises. Aussi, (Boudias, 2014), en utilisant la méthode PSTR (Panel Smooth Transition Regression) pour 4 économies asiatiques 11 pays européens émergents et 7 pays d'Amérique latine sur différentes périodes, affirme que les économies ayant des régimes de change plus fixes tendent à connaître une expansion de crédit plus élevée pendant les périodes normales. Cependant, lors des sorties massives de capitaux cycliques, cette relation s'inverse et les économies avec un régime fixe peuvent souffrir de restrictions de crédit plus importantes. Par ailleurs, (Ghosh, Ostry et Qureshi, 2015), en étudiant 50 économies émergentes entre 1980-2011, montrent que les régimes de change fixe et les régimes de changes intermédiaires moins flexibles sont plus concernés par les vulnérabilités financières (expansion rapide du crédit, emprunts extérieurs excessifs, prêts libellés en devises). En revanche, (Magud et Vesperoni, 2015) examinent 179 pays pour la période 1969-2012 avec une régression sur données de panel, leurs résultats montrent que, durant les booms de flux de capitaux, les régimes de change les plus flexibles aident à contrôler la croissance des crédits plus que les régimes de change moins flexibles.

Un autre type de travaux empiriques a étudié l'effet des fluctuations du taux de change sur le crédit bancaire. (Bruno et Shin, 2014), en utilisant une régression en panel sur 46 pays, trouvent que l'appréciation de la monnaie est associée à un levier financier du secteur bancaire plus élevé. Dans le même sens, (Agrawal, 2018) examine l'effet du choc d'appréciation de la monnaie en Suisse en janvier 2015 suite à l'abandon de la Banque nationale suisse du taux du plancher qui liait le franc suisse à l'euro. Ces résultats montrent que ce choc permet aux banques d'augmenter leurs prêts en affectant positivement leur valeur nette. Au contraire, (Guo et Stepanyan, 2011), en travaillant sur les données de 38 pays couvrant la période 2001-2010, affirment que la dépréciation de la monnaie nationale peut avoir un effet sur la valorisation des prêts en devises, entraînant par conséquent la croissance du crédit privé en termes de monnaie nationale.

Canal du compte courant. La relation entre le régime de change et le compte courant a été traitée sur deux niveaux. Le premier se fonde sur la condition Marshall-Lerner qui explique l'évolution de la balance courante par celle de la balance commerciale. Selon cette approche, une dépréciation réelle de la monnaie améliore l'équilibre du solde du compte courant si la somme des valeurs absolues des élasticités-prix des importations et des exportations est supérieure à l'unité. Le deuxième niveau traite la relation entre le régime de change et la capacité d'ajustement du compte courant. En effet, (Friedman, 1953) soutient que des taux de change flexibles faciliteraient l'ajustement externe, aidant des pays à éviter des crises de balance des paiements traumatisantes en permettant l'ajustement automatique aux déséquilibres naissants. Pour les pays déficitaires, le taux de change va déprécier conduisant à une augmentation de la compétitivité et à la réduction du déficit. Et pour les pays excédentaires, le taux de change va déprécier baissant ainsi le surplus. Toutefois, (Stockman, 1987) affirme que le choix du régime de change n'est pas important pour le compte courant.

Au niveau empirique, il y a des travaux vérifiant la condition de Marshall-Lerner. En effet, (Mahmud, Ullah, et Yucel, 2004) utilisent des techniques non paramétriques pour estimer l'élasticité-prix des exportations et des importations de six pays développés pour des périodes différentes allant de 1960 à 1998. Ces auteurs constatent que la condition est plus susceptible d'être remplie sous un régime de taux de change fixe. Dans le même sens, (Matesanz et Fumorolas, 2009), en employant des tests de cointégration multivariés et des modèles de correction d'erreurs afin d'obtenir les déterminants de la balance des paiements pour l'Argentine dans des sous-périodes allant de 1962 à 2005, montrent que la condition de Marshall-Lerner est remplie pendant les périodes comprenant un régime de change fixe. Par ailleurs, La vérification empirique de la capacité d'ajustement du compte courant a donné des résultats différents. En effet, il y a des résultats empiriques qui valident l'hypothèse de Friedman. Notamment, (Herrmann, 2009), en étudiant 11 pays de l'Europe Centrale et Orientale au cours de la période 1994-2007 avec une régression en panel et un VECM, trouve que plus de flexibilité du taux de change réduit la persistance des soldes du compte courant. Dans le même sens, (Ghosh, Qureshi et Tsangarides, 2014) travaillent sur 181 pays durant la période 1980-2011 avec un modèle AR et une régression en panel. Leurs résultats affirment que des taux de change flexibles dans des échanges bilatéraux livrent un ajustement plus rapide des balances commerciales. De même, (Eguren Martin, 2016), en étudiant sur un panel de 180 pays au courant de 1960-2010 avec un modèle AR, trouve que les taux de change flexibles livrent à un ajustement du compte courant plus rapide pour les pays non-industriels. En outre, (You, Kim

et Huang, 2016), avec un modèle Threshold VAR 90 pays de 1980 à 2010, trouvent des résultats qui vont dans ce sens. Au contraire, il y a des résultats qui rejoignent le point de vue de (Stockman, 1987), notamment celui de (Chinn et Wei, 2008), en travaillant sur 170 pays durant la période 1971-2005 avec un modèle AR, soutiennent que le régime de change nominal ne compte pas pour l'ajustement du compte courant. Dans le même cheminement, (Clower et Ito, 2012), en utilisant un modèle probit sur 71 pays pour des périodes différentes, trouvent que le régime de taux de change n'est pas généralement un déterminant robuste de la persistance du compte courant.

Canal dollarisation partielle. Pour la relation du régime de change avec la dollarisation partielle, au niveau théorique il y a deux points de vue différents. Le premier met en relation le régime de change avec la dollarisation, notamment celui de (Burnside, Eichenbaum et Rebelo, 2001) qui suggère que les taux de change fixes créent un aléa moral et conduisent à des emprunts excessifs en devise, ainsi que celui avancé par (Mckinnon et Pill, 1999) selon lequel un régime de change fixe crédible diminue la prime de risque pays et donc les taux d'intérêt domestiques, réduisant par conséquent les tentations de surendettement à l'international. Un deuxième point de vue met en relation les fluctuations du taux de change avec la dollarisation. (Catao et Terrones, 2000) constatent la variation de la dollarisation par rapport au taux d'intérêt externe et au risque de dévaluation. Pourtant le chemin et l'ampleur de ces variations sont facteurs du niveau de dollarisation initial, du degré de concurrence bancaire, de la structure des coûts de la banque, de la disponibilité de garanties négociables dans l'économie et du coût de l'obtention de prêts.

Sur le plan empirique, (Rosenberg et Tirpák, 2008), en étudiant 10 pays nouveaux membres de l'UE pour la période 1999-2007, valident le point de vue selon lequel le régime de change fixe crée l'aléa moral et encourage la dollarisation partielle. Toutefois, il y a d'autres résultats empiriques différents, notamment celui de (Arteta, 2005) qui se focalise sur un échantillon de 96 pays sur différentes périodes et trouve que la dollarisation partielle est associée aux régimes flottants. En outre, (Reinhart, Rogoff et Savastano, 2003) remarquent le phénomène de la peur du flottement pour les pays avec un degré élevé de dollarisation que les autres économies dollarisées. Tandis que, les résultats de (Honig, 2009), en utilisant les données annuelles des dépôts et crédits en devises de 92 pays de 1988 à 2000, suggèrent que le régime de change n'est pas un facteur crucial de la dollarisation partielle.

Canal volatilité du taux de change réel. Les modèles théoriques de (Stockman, 1988 ; Kimbrough, 1995) indiquent que les chocs monétaires et réels sont absorbés par les réserves

de changes et la balances des paiements sous un régime fixe, alors que sous un régime flexible, ces chocs se répercutent sur le taux de change réel. Par conséquent, il y a plus de volatilité du taux de change au niveau de ce régime.

Sur le plan empirique, les résultats étaient différents. (Kent et Naja, 1998) utilisent les données de 90 pays selon la classification de jure de 1978 à 1994. En se basant sur les données des pays en groupe leurs résultats montrent que le taux de change réel effectif est deux fois plus volatil avec des régimes flottants par rapport aux régimes fixes. Or, les résultats par pays indiquent que le taux de change effectif réel n'a pas changé de manière significative lorsqu'on a passé à des régimes de change plus flexibles. De plus, (Carrera et Vuletin, 2003) utilisent un modèle GMM avec un échantillon de 92 pays pour la période 1980-1999. Leurs résultats confirment la non-neutralité du régime en ce qui concerne la volatilité du taux de change réel. Selon la classification de jure, le régime de change fixe et les régimes intermédiaires induisent davantage de volatilité que le régime flexible. Lors de l'examen de la classification de facto, les solutions de coin (ancrage pur et le flottement libre) ont la même volatilité du taux de change réel, tandis que pour les autres régimes le taux de change réel est plus volatil. Aussi, (Morales-Zumaquero et Sosvilla-Rivero, 2014) examinent la volatilité du taux de change réel dans 80 pays du monde entre 1970 et 2011 en utilisant un modèle « component-GARCH ». Sur la base de la classification de facto, leurs résultats suggèrent que plus le régime de change est flexible plus la volatilité du taux de change réel est élevée.

Canal crise de change. Les années 1990 ont été marquées par un grand nombre de crises de change. Ces crises ont suscité l'intérêt des chercheurs et des décideurs pour comprendre la contribution du choix du régime de change. Les modèles de crise de change de la 1^{ère} génération (Krugman, 1979) , de la 2^{ème} génération (Flood et Garber, 1984 ; Obstfeld, 1994), ainsi que (Krueger, 1997) accusent les taux de change fixes dans les effondrements financiers observés. (Fischer, 2001) associe la vulnérabilité aux crises de change à la fragilité des régimes intermédiaires. Ils recommandent que les solutions en coin (rattachement rigide et flottement libre) réduisent la vulnérabilité aux crises de change dans un contexte de flux massifs des capitaux. Ce point de vue est connu sous le nom du « bipolarisme ». Néanmoins, plusieurs sont les économistes qui ont contesté le bipolarisme. (Calvo et Reinhart, 2002) montrent que de nombreux régimes intermédiaires ont maintenu leur existence dans le cercle des politiques et que de nombreux pays ont des difficultés à laisser flotter leur taux de change. Ces pays qui affirment adopter un régime de change flottant se sont activement engagés dans des opérations de stabilisation du taux de change, ces auteurs ont appelé ce phénomène par la « peur du

flottement». Ils soulignent que les solutions en coin ne renforcent pas nécessairement la crédibilité des politiques de change et peuvent même déstabiliser le système financier. (Williamson, 2002) préconise les régimes intermédiaires et propose certains types de régimes intermédiaires comme des arrangements qui peuvent stabiliser le taux de change effectif réel et améliorer la viabilité du régime de change.

Des études empiriques étudient la relation entre les crises de change et le régime de change. Les résultats sont divergents et changent selon la classification du régime de change. Concernant le régime de change fixe, (Haile et Pozo, 2006), en utilisant un modèle Probit sur 18 pays développés pour la période 1974-1998, constatent que la probabilité des crises de change est plus élevée pour les régimes fixes déclarés que pour les régimes intermédiaires ou flottants lorsqu'ils utilisent la classification de jure du FMI. Au contraire, (Esaka, 2010a) utilise un modèle Probit pour étudier 84 pays sur la période 1980-2001 sur la base de la classification de facto de (Reinhart et Rogoff, 2004); l'auteur montre que les régimes fixes diminuent de façon notable la probabilité de crises de change par rapport aux régimes flottants. Et pour le point de vue du bipolarisme, (Bubula et Otter-Robe, 2003), en utilisant une classification de facto de (Bubula et Ötger-Robe, 2002), estiment un modèle logit sur les pays membres du FMI entre 1990- 2001. Leurs résultats montrent que la probabilité des crises pour les régimes intermédiaires était significativement plus élevée que celle des régimes fixes et flottants. À l'inverse, (Stoica et Ihnatov, 2016), avec un modèle GMM, étudient 135 pays et territoires sur une période allant de 1999 à 2010. Leurs résultats supportent le régime de change intermédiaire. Or, (Esaka, 2010b) travaille sur 84 pays de 1980 à 2001 avec un modèle Probit, en employant la classification de facto de (Reinhart et Rogoff, 2004). L'auteur ne trouve pas des preuves impliquant les régimes intermédiaires dans les crises de change de manière significativement plus élevée que les régimes fixes et flottants. Cependant, lorsque (Haile et Pozo, 2006) utilisent les régimes de change de facto de (Levy-Yeyati et Sturzenegger, 2005), leurs résultats affirment la neutralité des arrangements de change de facto dans la détermination des périodes de crise.

Canal contagion. La nature du régime de change joue un rôle important dans la transmission des perturbations entre les pays qui ont des liens commerciaux et politiques. En effet, (Grelach et Smets, 1995) présentent un modèle pour expliquer la transmission des attaques spéculatives entre les pays ayant des liens commerciaux. La dévaluation du taux de change suite à une attaque spéculative se transmet au pays partenaire en entraînant la diminution de ses prix à l'importation. Ceci augmente le niveau de la demande de la monnaie étrangère et il s'en suit

une perte de ses réserves de change. La baisse des réserves de change constitue pour les spéculateurs un signal d'une faible crédibilité du change fixe et donc l'augmentation des attaques spéculatives. En outre, le modèle de (Drazen, 1999) introduit le concept de contagion politique pour expliquer la dynamique de propagation des crises de change dans les zones d'intégration politico-économique. Au niveau de cette zone, le maintien du taux de change fixe est une condition d'adhésion, de plus la qualité de la zone dépend positivement du niveau d'engagement des pays membres.

2. Méthodologie

2.1 Données et descriptions des variables

Pour estimer la dollarisation partielle du système bancaire, nous utilisons les variables passifs étrangers actifs étrangers du secteur bancaire (dol) selon (Levy Yeyati et Rey, 2006). Conformément à (Kaminsky, Lizondo et Reinhart, 1998), nous utilisons les réserves de change en mois d'importations (trmi) pour estimer le canal crise de change. Selon (Chinn et Wei, 2008), nous utilisons le solde du compte courant (% du PIB) (cab) pour mesurer le canal du compte courant. Le crédit intérieur fourni au secteur privé (cps) est la variable d'estimation de l'expansion du crédit bancaire en se basant sur les travaux de (Backé et Wójcik, 2008). À l'instar des travaux de (Stevens, 1993), les investissements directs étrangers, les entrées nettes (% du PIB) (fdi) pour mesurer les flux de capitaux, et enfin le taux de change officiel (oer) mesure le taux de change.

Les définitions et les sources des variables sont exposées dans le (Tableau 1).

Tableau1 : Définition des variables

Canaux de transmission de Vulnérabilités	Variables	Définition	Source
Dollarisation partielle du système bancaire	Dol	Ratio passifs étrangers/actifs étrangers. Pour les pays qui communiquent leurs données sous la forme normalisée de déclaration des statistiques monétaires et financières, cette variable est calculée à partir des données de la section "Autres institutions de dépôt", tandis que pour les pays qui adoptent la forme non normalisée, cette variable est calculée à partir de la données dans la rubrique "Etablissements bancaires".	FMI (IFS)
Expansion du crédit	cps	Crédit intérieur au secteur privé (% du PIB)	Banque Mondiale
Taux de change	oer	Taux de change officiel (unités monétaires locales par US\$, moyenne pour la période)	Banque Mondiale
Flux de capitaux	Fdi	Investissement direct étranger, entrées nettes (% du PIB))	Banque Mondiale
Compte courant	Cab	Solde du compte courant (% du PIB)	Banque Mondiale
Crise de change	Trim	Réserves de change en mois d'importations	Banque Mondiale

Source : FMI et Banque Mondiale

Nous avons utilisé des données annuelles couvrant la période 1990-2018 provenant d'un panel non équilibré de 11 pays de la région MENA (l'Algérie, le Bahreïn, l'Egypte, le Koweït, le Liban, la Libye, le Maroc, l'Oman, l'Arabie saoudite, le Soudan et la Tunisie). La disponibilité des données pour les variables d'intérêt a été le critère pour sélectionner les pays et la durée d'étude.

2.2 Approche de modélisation

Nous avons choisi le modèle Panel VAR qui considère toutes les variables du système comme variables endogènes et qui prend en considération l'hétérogénéité individuelle. Le modèle économétrique se présente comme suit :

$$Y_{it} = \Gamma(L)Y_{it} + \mu_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

Y_{it} , désigne un vecteur de variables stationnaires, $\Gamma(L) = \Gamma_1 L^1 + \Gamma_2 L^2 + \dots + \Gamma_p L^p$ définit l'opérateur retard sous la forme d'une matrice polynomiale, μ_{it} correspondent aux effets spécifiques individuels et ε_{it} est le vecteur des erreurs idiosyncratiques.

Les paramètres du modèle peuvent être estimés par la méthode des moindres carrés ordinaires. Cependant, lorsque la dimension « T » est petite (jusqu'à T=30), les estimations sont biaisées même lorsque dimension « N » est grande (Abrigo et Love, 2016). Pour cette raison, l'approche

GMM de (Arellano et Bond, 1991) est utilisée pour corriger le biais avec une dimension T qui est petite (Canova et Ciccarelli, 2013)).

Pour éviter le problème de corrélation des effets fixes avec les variables endogènes retardées, nous adoptons la procédure de Helmert permettant d'éliminer l'effet fixe. Et par conséquent, les variables retardées seront utilisées comme instruments pour l'estimation des coefficients du système par l'approche GMM (Love et Zicchino, 2006).

Afin de mesurer l'impact du taux de change sur les canaux de transmission des vulnérabilités financières, nous avons estimé le modèle suivant :

$$Y_{it} = (oer_{it}; cab_{it}; Ttrmi_{it}; fdi_{it}; cps_{it}; dol_{it}) \quad (2)$$

Avec, oer est le taux de change officiel, cab est le solde du compte courant (% du PIB), trim est les réserves de change en mois d'importations, fdi est l'investissement direct étranger (entrées nettes en % du PIB), cps est le crédit intérieur accordé au secteur privé, et dol est le passif étranger vis-à-vis des actifs étrangers dans le secteur bancaire.

Pour estimer les coefficients du modèle Panel VAR, nous adoptons la démarche suivante. D'abord, nous identifions l'ordre optimal. Après estimation du modèle Panel VAR par l'approche GMM, nous étudions la causalité au sens de Granger entre les variables. Ensuite, nous réalisons les fonctions de réponse impulsionnelle qui représentent la réponse d'une variable endogène à un choc d'une autre variable du système sur un horizon de prévision donné. Cette étape requiert la réalisation de la décomposition de Cholesky, dont le fondement est que les variables supérieures dans l'ordre du Panel VAR affectent simultanément toutes les variables suivantes, tandis que les variables inférieures dans l'ordre n'affectent les variables précédentes qu'avec un décalage. Par conséquent, nous exigeons l'ordre suivant: oer→cab→trmi→cps→dol→fdi, en se basant sur la revue de littérature. Ainsi, la variable oer est placée au début de la commande car les fluctuations du taux de change doivent affecter instantanément les autres variables. Et enfin, nous utilisons la décomposition de la variance pour mesurer à quel point un choc sur une variable donnée contribue à la variation d'une autre variable sur un horizon de prévision donné.

3. Résultats et interprétations

3.1 Tests préliminaires

Tests de stationnarité

Nous avons utilisé le test de type Fisher proposé par (Maddala et Wu, 1999), car ces tests ne nécessitent pas un panel équilibré. Les résultats attestent que les variables (fdi, cab et oer) sont

stationnaires au niveau à (au seuil de 5%), tandis que les variables (trmi, cps et dol) sont intégrées d'ordre 1 (au seuil de 5%) (Tableau 2).

Tableau 2: Tests de racine unitaire

variable		Level	Fisher	Fisher PP	1st difference	Fisher ADF	Fisher PP
oer	Fisher square	Chi-	270.435	28.4726			
	p-value		0.0000	0.0277			
trmi	Fisher square	Chi-	25.0153	25.7256	152.680	167.023	
	p-value		0.2963	0.2636	0.0000	0.0000	
dol	Fisher square	Chi-	21.6481	23.6728	152.994	304.098	
	p-value		0.4811	0.3646	0.0000	0.0000	
cps	Fisher square	Chi-	26.6260	20.1052	131.602	130.277	
	p-value		0.2258	0.5765	0.0000	0.0000	
cab	Fisher square	Chi-	43.1106	42.7288			
	p-value		0.0046	0.0051			
fdi	Fisher square	Chi-	57.5809	52.7452			
	p-value		0.0001	0.0002			

Source: Les auteurs

Avant la stationnarisation des variables en utilisant la différence première, il est nécessaire d'effectuer le test de cointégration afin de mettre en évidence la présence ou non d'un mécanisme de correction d'erreur dans le panel.

Test de cointégration.

Nous développons le test de cointégration de Kao (1999) dont l'hypothèse nulle est : Pas de cointégration. (Tableau 3)

Tableau 3: Test de Cointégration de Kao

ADF	t-Statistic	Prob.
	-0.693670	0.2439
Residual variance	4.911527	
HAC variance	8.579206	

Source: Les auteurs

Les résultats suggèrent l'absence de cointégration dans le modèle au seuil de 5 %. Par conséquent, ces résultats nous permettent d'estimer le modèle Panel VAR en utilisant la différence première, avec « d » désignant l'opérateur de la différence première.

Le retard optimal du Panel VAR.

Le retard d'ordre 1 indique le minimum des critères d'information Akaike Information Criteria (AIC), Schwarz Bayesian Criteria (SBC) et Hannan-quin Information Criteria (HQIC) avec un

coefficient de détermination de 70% (Tableau 4). Ainsi, nous estimons le Panel VAR de premier ordre en utilisant les retards des variables de 1 à 4 comme instruments.

Tableau 4: Sélection de l'ordre du Panel VAR

lag	CD	J	J pvalue	MBIC	MAIC	MQIC
1	.703821	106.2975	.5283074	-439.7771	-109.7025	-243.7574
2	.5289129	81.6482	.2044954	-282.4015	-62.3518	-151.7217
3	.5042256	33.93062	.567363	-148.0942	-38.06938	-82.75433

Source: Les auteurs

3.2 Post-estimation

Test de causalité

Les résultats du test de causalité au sens de Granger rapportés dans le (Tableau 5) montrent qu'il existe une causalité bidirectionnelle au sens de Granger entre la variable doer et les variables dcab, dtrmi, dcps et ddol. De plus, ils montrent que la variable dfdi cause la variable doer au sens de Granger.

Tableau 5: Test de causalité de Granger

Equation	Exclue	chi2	Df	Prob > chi2	Equation	Exclue	chi2	df	Prob > chi2
doer	dcab	53.727	1	0.000	dcps	doer	172.516	1	0.000
	dtrmi	235.769	1	0.000		dcab	28.437	1	0.000
	dcps	34.261	1	0.000		dtrmi	0.713	1	0.398
	ddol	280.432	1	0.000		ddol	250.240	1	0.000
	dfdi	5.142	1	0.023		dfdi	1.766	1	0.184
	ALL	881.193	5	0.000		ALL	692.551	5	0.000
dcab	doer	624.718	1	0.000	ddol	doer	74.948	1	0.000
	dtrmi	401.970	1	0.000		dcab	10.333	1	0.001
	dcps	5.222	1	0.022		dtrmi	88.429	1	0.000
	ddol	142.805	1	0.000		dcps	0.789	1	0.374
	dfdi	0.492	1	0.483		dfdi	5.566	1	0.018
	ALL	937.554	5	0.000		ALL	276.635	5	0.000
dtrmi	doer	534.915	1	0.000	dfdi	doer	0.045	1	0.833
	dcab	48.987	1	0.000		dcab	74.678	1	0.000
	dcps	13.380	1	0.000		dtrmi	14.201	1	0.000
	ddol	0.456	1	0.499		dcps	0.004	1	0.951
	dfdi	0.058	1	0.810		ddol	516.323	1	0.000
	ALL	854.937	5	0.000		ALL	598.031	5	0.000

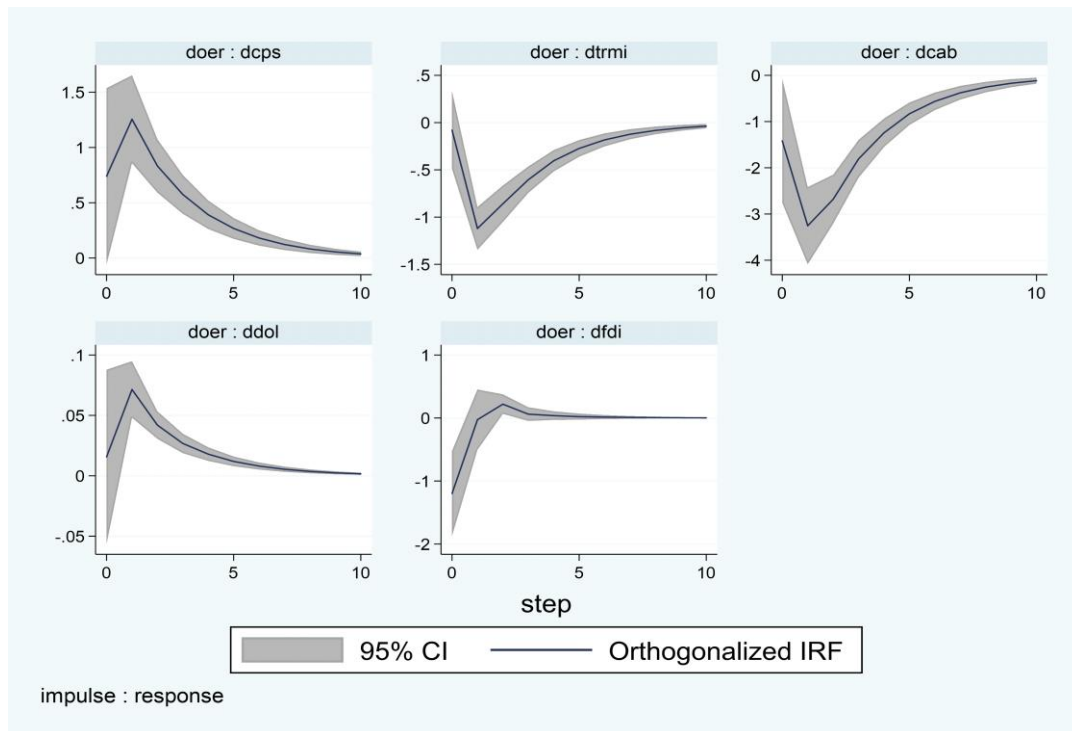
Source: Les auteurs

Les fonctions de Réponses impulsionnelles

L'examen ultérieur des réponses impulsionnelles de l'effet d'un choc de change positif, qui correspond à une dépréciation ou à une baisse de la valeur de la monnaie nationale, sur les autres canaux de transmission des vulnérabilités financières suggère que le taux de change entraîne une baisse instantanée de le solde du compte courant et des flux d'investissements directs entrants ainsi qu'une baisse des réserves de change. Au contraire, ce choc provoque la

croissance de la dollarisation du système bancaire, de même pour le crédit bancaire domestique qui augmente instantanément (figure 1).

Figure 1: Les fonctions de réponse impulsionnelles



Source: Les auteurs

Décomposition de la variance

Pour mesurer à quel niveau les variations du taux de change expliquent celles d'autres variables, nous exécutons une décomposition de la variance. Les résultats montrent que les variances des erreurs de prévision de la balance courante, des flux d'investissements directs entrants, des réserves de change, de la dollarisation du système bancaire et du crédit intérieur sont expliquées respectivement à hauteur de 17,9%, 4,3%, 18,9%, 3,3% et 8,3% par un choc du taux de change (tableau 6).

Tableau 6: Décomposition de la variance

variable de choc	Doer				
Variable de réponse	dcab	dfdi	ddol	dtrmi	Dcps
0	0	0	0	0	0
1	0.0248596	0.0572346	0.0010389	0.0007926	0.0178307
2	0.1076093	0.0418413	0.0216361	0.115288	0.0561903
3	0.150966	0.0431454	0.0284279	0.1573646	0.0705338
4	0.166613	0.0432449	0.031102	0.1764047	0.077338
Horizon					
5	0.1739911	0.043284	0.0323007	0.1838934	0.0804278
6	0.1770768	0.0432964	0.0328263	0.1873134	0.0818791
7	0.178503	0.0433022	0.0330667	0.1887933	0.0825383
8	0.1791331	0.0433046	0.0331748	0.1894686	0.0828405
9	0.1794211	0.0433057	0.0332239	0.1897704	0.0829774
10	0.1795506	0.0433062	0.0332462	0.1899077	0.0830397

Source : Les auteurs

4. Discussion

Nous avons trouvé des résultats montrant qu'un choc de taux de change positif a un effet négatif sur la balance des paiements qui se manifeste à deux niveaux. Premièrement, par la dégradation du solde courant. Ce résultat peut indiquer la faible élasticité-prix des importations et des exportations dans la région MENA, de sorte que la condition de Marshall-Lerner n'est pas satisfaite. Deuxièmement, par la baisse des flux entrants d'investissements, cela peut s'expliquer par l'anticipation d'une dépréciation de la monnaie locale.

Par ailleurs, la baisse des réserves de change suite à un choc de change positif peut être interprétée par un mécanisme d'ajustement du régime de change fixe selon (Stockman, 1988), ou par les opérations de stabilisation des taux de change comme l'indiquent (Calvo et Reinhart, 2002). Quant aux crédits bancaires, ils ont augmenté contrairement aux résultats de (Bruno et Shin, 2014), ce résultat peut être expliqué par la valorisation des prêts en devises, stimulant ainsi la croissance du crédit au secteur privé, ou bien il peut être dû au besoin de financement lié au déficit du compte courant. Aussi, ces deux résultats sont des indicateurs de crise en régime de change fixe selon le modèle de (Krugman, 1979).

En outre, l'augmentation de la dollarisation du système bancaire en réponse au choc de taux de change positif peut refléter la crainte du risque de dévaluation dans la lignée des travaux de (Catao et Terrones, 2000).

Conclusion

Dans cet article, nous examinons la relation entre le taux de change et cinq canaux de transmission des vulnérabilités financières (réserves de change, compte courant, crédit

intérieur, flux d'investissement direct et dollarisation du système bancaire) pour 11 pays MENA.

Sur la base de nos résultats empiriques, nous arrivons aux conclusions suivantes. Premièrement, il existe une causalité à double sens entre le taux de change et les canaux de vulnérabilités (compte courant, réserves de change, crédit intérieur et dollarisation du système bancaire) comme l'indique le test de Granger. Deuxièmement, un choc de taux de change se manifestant dans notre cas par la dépréciation de la monnaie nationale, conduit à une perte de réserves de change, une détérioration du compte courant et une augmentation du crédit domestique.

Nos résultats mettent en évidence l'intérêt du passage à des régimes de taux de change plus flexibles avec une libéralisation du compte de capital pour les pays de la région MENA, ce qui aidera, d'une part, à éviter des pertes excessives de réserves de change susceptibles de provoquer de graves crises de change, et d'autre part, permettra à la banque centrale de mener une politique monétaire autonome pour faire face à la croissance du crédit bancaire domestique. En outre, cette évolution vers des régimes de change plus flexibles doit s'effectuer de manière maîtrisée et progressive, car les fluctuations des taux de change peuvent accentuer les déséquilibres des comptes courants tant que les exportations ne réagissent pas rapidement à ces fluctuations, d'où la nécessité pour les pays MENA d'orienter les exportations vers des produits présentant une plus grande élasticité-prix de la demande.

Enfin, l'analyse de cette question peut être approfondie en soulignant les différences de structure économique entre les pays de la région MENA, ainsi qu'en considérant d'autres canaux de transmission des vulnérabilités financières. En outre, nous pouvons utiliser ces canaux pour étudier la probabilité de survenance d'une crise de change dans cette zone.

Références

1- Article de revue

Abrigo, M. R. M. & Love, I. (2016). Estimation of Panel Vector Autoregression in Stata. *The Stata Journal: Promoting Communications on Statistics and Stata*, 16(3), 778-804. <https://doi.org/10.1177/1536867X1601600314>

Agarwal, I. (2018). Banks' Foreign Currency Exposure and the Real Effects of Exchange Rate Shocks. Paris December 2018 Finance Meeting EUROFIDAI - AFFI.

Arellano, M. & Bond, S. (1991). Some Tests of Specification for Panel Data : Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations. *The Review of Economic Studies*, 58(2), 277-297. <https://doi.org/10.2307/2297968>

Arteta, C. O. (2005). Exchange rate regimes and financial dollarization : Does flexibility reduce currency mismatches in bank intermediation? *Topics in Macroeconomics*, 5(1).

Backé, P. & Wójcik, C. (2008). Credit booms, monetary integration and the new neoclassical synthesis. *Journal of Banking & Finance*, 32(3), 458-470.
<https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2007.07.005>

Bhattacharya, R. (2003). Exchange Rate Regime Considerations for Jordan and Lebanon. IMF Working Paper.

Boudias, R. (2014). Capital Inflows, Exchange Rate Regimes and Credit Dynamics in Emerging Market Economies. CEPII Working Paper, 2014-17.

Bruno, V. & Shin, H. S. (2014). Cross-Border Banking and Global Liquidity. *The Review of Economic Studies*, 82(2), 535-564. <https://doi.org/10.1093/restud/rdu042>

Bubula, A. & Otker-Robe, I. (2002). The Evolution of Exchange Rate Regimes Since 1990 Evidence from De Facto Policies. IMF Working Paper, 02/155.

Bubula, A. & Otker-Robe, I. (2003). Are pegged and intermediate exchange rate regimes more crisis prone? IMF Working Paper.

Buch, C. M. & Kleinert, J. (2008). Exchange Rates and FDI : Goods versus Capital Market Frictions. *World Economy*, 31(9), 1185-1207. <https://doi.org/10.1111/j.1467-9701.2008.01124.x>

Burnside, C. Eichenbaum, M. & Rebelo, S. (2001). Hedging and financial fragility in fixed exchange rate regimes. *European Economic Review*, 45(7), 1151-1193.

Calvo, G. A. & Reinhart, C. M. (2002). Fear of floating. *The Quarterly Journal of Economics*, 117(2), 379-408.

Canova, F. & Ciccarelli, M. (2013). Panel vector autoregressive models : A survey. European Central Bank Working Paper Series, 1507.

Carrera, J. & Vuletin, G. (2003). The Effects of Exchange Rate Regimes on Real Exchange Rate Volatility. A Dynamic Panel Data Approach. *Anais do XXXI Encontro Nacional de Economia [Proceedings of the 31st Brazilian Economics Meeting]*.

Catão, L. & Terrones, M. (2000). Determinants of Dollarization : The Banking Side. IMF Working Papers, 00/146. [http://elibrary.imf.org/view/IMF001/01684-9781451856637/01684-9781451856637.xml](http://elibrary.imf.org/view/IMF001/01684-9781451856637/01684-9781451856637/01684-9781451856637.xml)

Chang, R. & Velasco, A. (1998). Financial Crises in Emerging Markets : A Canonical Model. Federal Reserve Bank of Atlanta, FRB Atlanta Working Paper, 98-10.

Chinn, M. D. & Wei, S.-J. (2008). A faith-based initiative : Does a flexible exchange rate regime really facilitate current account adjustment? NBER Working Paper, No. 14420.

Clower, E. & Ito, H. (2012). The persistence of current account balances and its determinants : The implications for global rebalancing. ADBI Working Papers, 400.

Dağlaroğlu, T. & Demirel, B. (2016). Monetary and Exchange Rate Policy for Financial Stability and Growth in MENA Countries. *Procedia Economics and Finance*, 38, 378-395.
[https://doi.org/10.1016/S2212-5671\(16\)30210-6](https://doi.org/10.1016/S2212-5671(16)30210-6)

Domaç, İ. & Shabsigh, G. (1999). Real Exchange Rate Behaviour and Economic Growth : Evidence from Egypt, Jordan, Morocco, and Tunisia. IMF Working Paper.

Drazen, A. (1999). Political Contagion in Currency Crises. NBER.

Eguren Martin, F. (2016). Exchange rate regimes and current account adjustment : An empirical investigation. *Journal of International Money and Finance*, 65, 69-93.
<https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2016.03.006>

Eichengreen, B. & Rose, A. K. (1998). Staying afloat when the wind shifts : External factors and emerging-market banking crises. NBER Working Paper, 6370.

Esaka, T. (2010a). Exchange rate regimes, capital controls, and currency crises : Does the bipolar view hold? *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 20(1), 91-108. <https://doi.org/10.1016/j.intfin.2009.09.001>

Esaka, T. (2010b). De facto exchange rate regimes and currency crises : Are pegged regimes with capital account liberalization really more prone to speculative attacks? *Journal of Banking & Finance*, 34(6), 1109-1128. <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2009.11.007>

Esmak, H. & Firano, Z. (2014). Exchange Regime Choice with Multinomial Panel Data : Case of the North Africa Countries. *International Journal of Economics and Financial Issues*, 4(4), 745-757.

Fischer, S. (2001). Exchange rate regimes : Is the bipolar view correct? *Journal of economic perspectives*, 15(2), 3-24.

Flood, R. P. & Garber, P. M. (1984). Collapsing exchange-rate regimes : Some linear examples. *Journal of International Economics*, 17, 1-13.

Gerlach, S. & Smets, F. (1995). Contagious speculative attacks. *European Journal of Political Economy*, 11(1), 45-63.

Ghosh, A. R. Ostry, J. D. & Qureshi, M. S. (2015). Exchange Rate Management and Crisis

Susceptibility : A Reassessment. *IMF Economic Review*, 63(1), 238-276.
<https://doi.org/10.1057/imfer.2014.29>

Ghosh, A. R. Qureshi, M. S. & Tsangarides, C. G. (2014). Friedman Redux : External adjustment and exchange rate flexibility. *IMF Working Papers*, 14/146.

Guo, K. & Stepanyan, V. (2011). Determinants of Bank Credit in Emerging Market Economies. *IMF Working Papers*.

Haile, F. D. & Pozo, S. (2006). Exchange rate regimes and currency crises : An evaluation using extreme value theory. *Review of International Economics*, 14(4), 554-570.

Herrmann, S. (2009). Do we really know that flexible exchange rates facilitate current account adjustment? : Some new empirical evidence for CEE countries. *Applied Economics Quarterly*, 55, 295-312. <http://hdl.handle.net/10419/27748>

Honig, A. (2009). Dollarization, exchange rate regimes and government quality. *Journal of International Money and Finance*, 28(2), 198-214.

Kaminsky, G. Lizondo, S. & Reinhart, C. M. (1998). Leading Indicator Of Currency Crisis. *IMF Staff Papers*, 45(1).

Kao, C. (1999). Spurious regression and residual-based tests for cointegration in panel data. *Journal of Econometrics*, 90(1), 1-44. [https://doi.org/10.1016/S0304-4076\(98\)00023-2](https://doi.org/10.1016/S0304-4076(98)00023-2)

Karam, P. D. (2001). Exchange Rate Policies in Arab Countries : Assessment and Recommendations. Arab Monetary Fund.

Kent, C. & Naja, R. (1998). Effective real exchange rates and irrelevant nominal exchange-rate regimes. Reserve Bank of Australia Research Discussion Paper, 9811.

Kimbrough, K. P. (1995). Exchange Rate Regimes and the Real Exchange Rate. *Journal of Economic Integration*, 10(1), 49-71.

Krueger, A. O. (1997). Nominal Anchor Exchange Rate Policies As A Domestic Distortion. NBER Working Paper series.

Krugman, P. (1979). A Model of Balance-of-Payments Crises. *Journal of Money, Credit and Banking*, 11(3), 311-325. <https://doi.org/10.2307/1991793>

Levy Yeyati, E. & Rey, H. (2006). Financial Dollarization : Evaluating the Consequences. *Economic Policy*, 21(45), 61+63-118. <http://www.jstor.org/stable/3601043>

Levy-Yeyati, E. & Sturzenegger, F. (2005). Classifying exchange rate regimes : Deeds vs. words. *European Economic Review*, 49(6), 1603-1635.
<https://doi.org/10.1016/j.euroecorev.2004.01.001>

Love, I. & Zicchino, L. (2006). Financial development and dynamic investment behavior : Evidence from panel VAR. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 46(2), 190-210. <https://doi.org/10.1016/j.qref.2005.11.007>

Maddala, G. S. & Wu, S. (1999). A Comparative Study of Unit Root Tests with Panel Data and a New Simple Test. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61(S1), 631-652.

Magud, N. E. & Vesperoni, E. R. (2015). Exchange rate flexibility and credit during capital inflow reversals : Purgatory ... not paradise. *Journal of International Money and Finance*, 55, 88-110. <https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2015.02.010>

Magud, N. E. Reinhart, C. M. & Vesperoni, E. R. (2014). Capital Inflows, Exchange Rate Flexibility and Credit Booms : Capital Inflows, Exchange Rate, Credit. *Review of Development Economics*, 18(3), 415-430. <https://doi.org/10.1111/rode.12093>

Mahmud, S. F. Ullah, A. & Yucel, E. M. (2004). Testing Marshall-Lerner condition : A non-parametric approach. *Applied Economics Letters*, 11(4), 231-236. <https://doi.org/10.1080/13504850410001674867>

Matesanz, D. & Fugarolas, G. (2009). Exchange rate policy and trade balance : A cointegration analysis of the Argentine experience since 1962. *Applied Economics*, 41(20), 2571-2582. <https://doi.org/10.1080/00036840701222660>

McKinnon, R. I. & Pill, H. (1999). Exchange-rate regimes for emerging markets : Moral hazard and international overborrowing. *Oxford Review of Economic Policy*, 15(3), 19-38. <https://doi.org/10.1093/oxrep/15.3.19>

Miller, V. (2000). Central bank reactions to banking crises in fixed exchange rate regimes. *Journal of Development Economics*, 63(2), 451-472.

Miller, V. (2003). Bank runs and currency peg credibility. *Journal of International Money and Finance*, 22(3), 385-392. [https://doi.org/10.1016/S0261-5606\(03\)00013-5](https://doi.org/10.1016/S0261-5606(03)00013-5)

Miller, V. (2006). Getting out from between a rock and a hard place. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 16(4), 345-354. <https://doi.org/10.1016/j.intfin.2005.04.002>

Morales-Zumaquero, A. & Sosvilla-Rivero, S. (2014). Real exchange rate volatility, financial crises and exchange rate regimes. *Applied Economics*, 46(8), 826-847.

Nabli, M. K. & Végonzonès-Varoudakis, M.A. (2004). How does exchange rate policy affect manufactured exports in MENA countries? *Applied Economics*, 36(19), 2209-2219.

<https://doi.org/10.1080/0003684042000271373>

Obstfeld, M. (1994). The Logic of currency crises. Banque de France Cahiers Économiques et Monétaires, 43.

Reinhart, C. & Rogoff, K. (2004). The Modern History of Exchange Rate Arrangements : A Reinterpretation. The Quarterly Journal of Economics, 119(1).

Reinhart, C. Rogoff, K. & Savastano, M. (2003). Addicted to Dollars. NBER Working Paper Series, 10015. <https://doi.org/10.3386/w10015>

Rosenberg, C. B. & Tirpák, M. (2008). Determinants of Foreign Currency Borrowing in the New Member States of the EU. IMF Working Paper.

Sfia, M. D. (2011). The choice of exchange rate regimes in the MENA countries : A probit analysis. International Economics and Economic Policy, 8(3), 275-305. <https://doi.org/10.1007/s10368-010-0169-5>

Stevens, G. V. G. (1993). Exchange Rates and Foreign Direct Investment : A Note. International Finance Discussion Paper, 444, 1-13. <https://doi.org/10.17016/IFDP.1993.444>

Stockman, A. C. (1987). The Equilibrium Approach to Exchange Rates. FRB Richmond Economic Review, 73(2), 12-30.

Stockman, A. C. (1988). Real Exchange Rate Variability Under Pegged And Floating Nominal Exchange Rate Systems : An Equilibrium Theory. Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, 29, 259-294.

Stoica, O. & Ilnatov, I. (2016). Exchange rate regimes and external financial stability. Economic Annals, 61(209), 27-43. <https://doi.org/10.2298/EKA1609027S>

Williamson, J. (2002). The evolution of thought on intermediate exchange rate regimes. The Annals of the American Academy of Political and Social Science, 579(1), 73-86.

You, Y. Kim, Y. & Huang, Z. (2016). Exchange Rate Flexibility and Current Account Adjustment : A Threshold VAR Analysis. 11(4), 635-667.

2- Livre

Friedman, M. (1953), Essays in positive economics, Univ. of Chicago Press.