

La dévaluation a-t-elle un effet récessif? Le cas de Madagascar

Tiarinisaina Olivier RAMIANDRISOA *

Université de Rennes 1 - Institut Catholique de Madagascar

Résumé

En suivant le programme de stabilisation préconisé par le Fonds Monétaire International, Madagascar dévaluait plusieurs fois sa monnaie avant de basculer vers un régime de change flexible en 1994. Depuis cette année, l'Ariary (l'unité monétaire malgache) s'est beaucoup dépréciée. Ne serait-ce qu'entre 1993 et 1994, l'Ariary a perdu 65% de sa valeur. Cette situation suscite des interrogations quant aux éventuels impacts de cette politique sur l'activité économique. Le présent article essaie de répondre à cette question en évaluant les effets de la dévaluation sur le secteur réel. Les résultats des modèles VAR et des tests de cointégration révèlent que la dévaluation est récessive à court terme mais devient neutre à long terme.

Classification J.E.L : E32, C32, F31, O43

*Faculté des Sciences Economiques de l'Université de Rennes 1, 7 Place Hoche, 35065 Rennes Cedex, FRANCE - Tél : (0033) 2 23 23 35 48 ou Faculté des Sciences Sociales de l'Institut Catholique de Madagascar, BP 6059, Ambatoroka, 101 Antananarivo, MADAGASCAR - Tél : (00261) 20 22 340 09 ; E-mail : tiarinisaina.ramiandrisoa@univ-rennes1.fr

1 Introduction

La théorie traditionnelle de la balance des paiements stipule qu'une dévaluation ¹ monétaire améliorerait la compétitivité des produits domestiques et permettrait de restaurer l'équilibre de la balance commerciale. En effet, le changement conséquent des prix relatifs conduirait à la fois à une demande plus importante venant de l'extérieur et à une substitution des biens importés par des biens domestiques dans la consommation locale. Les résultats ne se limiteraient pas uniquement à la hausse de l'exportation et à la baisse de l'importation. Grâce au phénomène multiplicateur, cette hausse de la demande de biens d'exportation et de biens de substitut s'étend sur la totalité de l'économie et aboutirait par la suite à une variation de la demande globale, qui à son tour stimulerait l'activité économique.

En s'appuyant sur cette vision, le Fonds Monétaire International (FMI) a introduit la dévaluation monétaire ou l'adoption du régime de change flexible comme composante du programme de stabilisation à appliquer dans certains pays en voie de développement. Cette réorientation politique a suscité bon nombre de critiques tant de la part des chercheurs que de la part des dirigeants politiques. Ces derniers considèrent que la restauration de l'équilibre de la balance commerciale à travers la politique dévaluative est coûteuse en termes de production et d'emploi. Ils avancent plusieurs arguments, tels que la contraction de la demande suite à une redistribution de revenu en faveur des acteurs à forte propension marginale à épargner et le freinage de l'offre causé par la hausse du coût d'importation des intrants, pour justifier qu'au lieu d'être un levier économique, la dévaluation engendrerait plutôt une dégradation ou un ralentissement de l'activité.

¹Dans le présent article, le taux de change signifie le nombre d'unités monétaires domestiques qui peuvent être échangées avec une unité monétaire étrangère. Ainsi, la dévaluation de la monnaie locale implique qu'il faudrait plus d'unités monétaires locales pour détenir une unité monétaire étrangère. Il est également à noter qu'aucune distinction n'est faite entre les régimes de change. Ainsi, dévaluation et dépréciation monétaires sont toutes traitées de la même manière et considérées comme une variation positive du taux de change. D'ailleurs, S. Ahmed et Huntley (2002) ont pu prouver empiriquement que les effets de la variation du taux de change sur la production ne présentent pas de liens avec le régime de change adopté.

Cette crainte d'un effet récessif de la dévaluation a été renforcée par l'expérience récente rencontrée par certains pays en voie de développement comme le Mexique et l'Argentine. Dans ces pays, la dépréciation de la monnaie locale allait de paire avec une forte inflation et une baisse de la production. En ce qui concerne le cas de Madagascar, depuis le basculement vers le régime de change flottant en 1994, la monnaie malgache s'est fortement dépréciée et les variations importantes du taux de change semblent être accompagnées d'une importante hausse des prix et d'un ralentissement ou voir même d'une baisse de la production. Entre 1993 et 1994, l'Ariary (l'unité monétaire malgache) a perdu 65,8% de sa valeur. Cette dépréciation a été suivie non seulement d'une inflation de 37% en 1994 et de 48% en 1995 mais également d'un taux de croissance de l'ordre de -0,06% en 1994 et de 1,69% en 1995.

Par ailleurs, la littérature empirique n'apporte pas de réponse unanime à la question relative à l'effet de la dévaluation sur le secteur réel. Après avoir mené des études empiriques sur les données des pays en voie de développement, un premier groupe d'auteurs ² soutient encore la thèse traditionnelle d'un effet expansionniste de la dévaluation. Un second groupe ³ n'a pas trouvé d'impact significatif de la dévaluation sur la production. Et un troisième groupe ⁴ affirme que la dévaluation conduit à une contraction de l'activité dans ces pays. Cette divergence des résultats a conduit Bahmani-Oskooee et Miteza (2003) à conclure que les résultats des études empiriques relatives à l'impact de la dévaluation sur la production diffèrent d'un pays à l'autre et dépendent du modèle ainsi que de la technique d'estimation utilisés.

Devant cette crainte et cette absence d'unanimité dans les conclusions avancées, la dépréciation continue de l'Ariary depuis 1994 suscite des interrogations quant à son véritable impact sur l'économie réelle du pays. La présente étude veut apporter une part de contribution à l'élucidation de la question. En mettant en oeuvre des méthodes économétriques telles que le modèle VAR structurel et l'analyse de la cointégration, elle cherche à vérifier si l'hypothèse d'effet récessif de la dévaluation est validée par les données à Madagascar.

²Connolly (1983), Kamin (1988), Bahmani-Oskooee et Rhee (1997), etc.

³Krueger (1978), Gylfason (1987), Edwards (1989a), etc.

⁴Diaz-Alejandro (1965), Cooper (1971a), Edwards (1989b), Agenor (1991), Morley (1992), Bahmani-Oskooee (1996), etc.

Une telle étude ne manque pas d'intérêt dans la mesure où elle pourrait non seulement apporter des éclaircissements supplémentaires à la question mais aussi conduire à l'identification d'une politique adéquate à la structure économique du pays. Qui plus est, à notre connaissance, aucune étude similaire n'a pour le moment été menée sur Madagascar.

Cet article est organisé comme suit : la première section expose les arguments avancés par la littérature pour justifier l'hypothèse d'un effet récessif de la dévaluation dans les pays en voie de développement. La deuxième section explique la méthodologie utilisée pour vérifier l'existence de cet effet récessif à Madagascar. La troisième section développe les données utilisées. Et la dernière section affiche les résultats trouvés et les enseignements qui peuvent en être tirés.

2 Arguments de la littérature sur l'effet récessif de la dévaluation

Le constat sur l'échec de la politique de stabilisation initiée par le Fonds Monétaire international dans les Pays en voie de développement a conduit certains auteurs à revoir l'efficacité de certaines composantes de cette mesure économique. La politique de dévaluation monétaire est dans cette ligne de mire. Certains économistes, regroupés dans un courant de pensée dénommé "Nouveaux Structuralistes", reprochent à la variation du taux de change d'être l'une des sources de l'échec de la politique de stabilisation. Ils affirment qu'au lieu de stimuler l'activité, la dévaluation entraîne plutôt l'effet inverse. Pour justifier leur thèse, les partisans de cette idée avancent des arguments tant du côté de la demande que du côté de l'offre.

Plusieurs facteurs et canaux de transmission ont été exposés afin de démontrer que dans certaines conditions, une dévaluation monétaire pourrait entraîner une contraction de la demande.

- Tout d’abord, Diaz-Alejandro (1963), suivi par Krugman et Taylor (1978), a suggéré que la dévaluation conduit à un transfert de revenus vers les agents à forte propension à épargner et débouche par la suite à une baisse de l’absorption réelle.
- Ensuite, l’accent a été mis par Hirschman (1949), Cooper (1971b) et Krugman et Taylor (1978) sur la structure déficitaire de la balance commerciale. Selon eux, si l’importation excède l’exportation au moment de la dévaluation, cette dernière ferait baisser le revenu réel du pays et réduirait par conséquent la demande nationale.
- Il a également été affirmé que si les investissements sont largement financés par des capitaux étrangers, une dévaluation monétaire ferait baisser la demande agrégée. En effet, la dévaluation gonflerait la composante étrangère du revenu domestique au détriment de la composante locale selon Barbone et Rivera-Batiz (1987) et engendrerait une réduction de l’investissement du fait de leur coût devenu beaucoup plus élevé selon Branson (1986) et Van-Wijnbergen (1986).
- Enfin, il a été soulevé par Cooper (1971a) et Van-Wijnbergen (1986) qu’en cas d’endettement important du pays, une dévaluation monétaire gonflerait le service réel (en terme de biens domestiques) de cette dette et déboucherait par la suite à l’effet contractif sur la demande agrégée.

Du côté de l’offre, trois principaux arguments ont été retenus pour justifier l’effet récessif de la dévaluation monétaire. Ils sont tous basés sur l’idée selon laquelle une dévaluation monétaire gonflerait les coûts de production et entraînerait par conséquent un ralentissement de l’activité économique.

- La hausse du prix à l’importation : d’après Bruno (1979), Gylfason et Schmid (1983), Hanson (1983), Gylfason et Risager (1984), Islam (1984), Gylfason et Radetzki (1991), Branson (1986), Solimano (1986) et Van-Wijnbergen (1986) une dévaluation monétaire augmente les prix à l’importation de biens intermédiaires. Ceci pourrait constituer un frein à la production et engendrer une dégradation de l’offre.
- L’indexation du salaire sur les niveaux des prix : Hanson (1983), Gylfason et Risager (1984), Islam (1984), Gylfason et Radetzki (1991), Branson (1986), Edwards (1986), Solimano (1986) et Van-Wijnbergen

(1986) suggèrent que la hausse des prix des biens échangeables causée par la dévaluation pourrait inciter les travailleurs à exiger un niveau salarial plus élevé. Ce qui par la suite entraînerait une baisse de l'offre agrégée

- La hausse des charges financières : Bruno (1979) et Van-Wijnbergen (1986) avancent que si la dévaluation accroît la demande de monnaie, le taux d'intérêt augmenterait. Ceci pourrait rendre les capitaux plus coûteux et dissuader par conséquent les entreprises à produire plus.

3 Méthodologie et choix de variables

Afin d'évaluer les éventuels impacts de la dévaluation sur la production, cet article utilise deux méthodes distinctes mais complémentaires. La première consiste à estimer des modèles VAR pour voir comment le PIB réagit face à une variation des prix relatifs dans le court terme. La seconde met en oeuvre la technique de cointégration afin de détecter l'existence d'une relation de long terme entre le taux de change réel et la production. Comme Madagascar est un pays fortement inflationniste, l'effet favorable d'une dévaluation nominale sur l'activité pourrait être anéanti par une hausse des prix. Ainsi, cet article suit la recommandation de Bahmani-Oskooee et Miteza (2003) et considère plutôt la dévaluation réelle dans toutes les analyses.

3.1 Analyse à court terme

A cause d'une possibilité d'interaction entre les variables, il est relativement complexe de déterminer les effets d'une variation d'une variable sur une autre. Pour contourner une telle difficulté, plusieurs auteurs⁵ ont eu recours à la modélisation VAR. Cette dernière permet d'endogénéiser toutes les variables du modèle et de prendre en compte les éventuelles interdépendances entre elles. Dans la présente étude, cette méthode est utilisée afin de découvrir comment l'activité économique réagit à une dévaluation à Madagascar.

⁵Hoffmaister et Végh (1996), Santaella et Vela (1996), Kamin et Rogers (1997), El-Ramly et Abdel-Haleim (2008)

3.1.1 Forme réduite des modèles

La forme réduite estimée est inspirée de celle utilisée par Silva et Zhu (2004) lorsque ces derniers étudiaient les effets de la dévaluation sur la balance commerciale et la production au Sri Lanka. Néanmoins, suite au problème de disponibilité frappant les données, certaines variables telles que l'investissement direct étranger et le taux d'intérêt ont été exclues des modèles. Ces derniers sont composés au plus d'une variable exogène (les dépenses publiques [G]) et de quatre variables endogènes (la masse monétaire [M], l'indice des prix à la consommation [P], le Produit intérieur brute réel [y] et le taux de change réel effectif [e])

Cette spécification de modèles se base sur les théories suivantes. Une variation positive de la masse monétaire et/ou de la Demande globale entraînerait une inflation à travers les effets traditionnels. Une hausse du taux de change réel engendrerait un mouvement similaire au niveau des prix via deux canaux différents : d'un côté, une dévaluation accroîtrait la demande de biens domestiques et pousserait à la hausse le niveau des prix et de l'autre côté, une variation positive du taux de change réel gonflerait les coûts d'importation des intrants de production. Ceci par la suite élèverait le niveau général des prix.

$$P_t = a_{11}e_t + a_{12}M_t + a_{13}y_t + \epsilon_{1t} \quad (1)$$

L'équation 2 représente la demande classique de monnaie. Ici, l'indisponibilité des données sur le taux d'intérêt nous oblige à construire un modèle avec seulement une demande de monnaie pour motif de transaction et de précaution. Une variation positive du PIB et/ou des prix augmenterait la demande de monnaie.

$$M_t = a_{21}y_t + a_{22}P_t + \epsilon_{2t} \quad (2)$$

Le Taux de change réel varie en fonction des fondamentaux macro-économiques. Une expansion de la masse monétaire ferait déprécier la monnaie locale. Cette dépréciation se traduit par une hausse du taux de change réel. D'après ce qui a été développé dans l'équation 1, une variation positive du PIB engendrerait une augmentation du niveau des prix. Cette dernière implique une baisse du Taux de change réel, justifiant le signe négatif porté par a_{32} dans l'équation qui suit.

$$e_t = a_{31}M_t - a_{32}y_t + \epsilon_{3t} \quad (3)$$

L'équation 4 exprime les différents déterminants de la production intérieure. Puisque le présent modèle est basé sur des théories traditionnelles, on s'attend à ce qu' a_{44} soit positif : une dépréciation de la monnaie locale stimulerait l'activité économique et entraînerait une hausse du PIB. Une expansion monétaire ou budgétaire relancerait l'économie et causerait une augmentation du PIB tandis qu'une hausse du niveau des prix freinerait l'activité économique et provoquerait une dégradation du PIB.

$$y_t = a_{41}G_t + a_{42}M_t - a_{43}P_t + a_{44}e_t + \epsilon_{4t} \quad (4)$$

3.1.2 Méthodes de calcul

Les calculs commencent par une estimation d'un modèle de base avec seulement deux variables : le taux de change réel et la production. Santaella et Vela (1996) estimaient un modèle VAR similaire avec seulement deux variables (la production et la variation du taux de change) pour analyser le programme de stabilisation au Mexique. Ensuite, les calculs s'élargissent en rajoutant une à une les quatre variables restantes. Cette démarche présente un double avantage. D'une part, elle aide à contourner le problème d'insuffisance du nombre d'observations dans les séries trimestrielles, qui s'étendent de 1984 :1 à 2006 :4. Et d'autre part, elle permet de tester la robustesse des résultats.

La décomposition de Cholesky est utilisée pour l'identification du VAR structurel à partir du VAR estimé. Et comme cette méthode exige au niveau pratique un ordre particulier de placement des variables, ces dernières sont ordonnées comme suit dans le modèle le plus long (modèle 5) : G, M, P, e et y. Le raisonnement économique qui justifie ce classement est le suivant : Les dépenses publiques sont déterminées unilatéralement par l'Etat. Ainsi, la variable G est considérée comme exogène. Ensuite, tel qu'il a été développé précédemment, un choc monétaire entraînerait un mouvement du niveau général des prix. Cette variation des prix affecterait par construction le taux de change réel, qui à la fin agirait sur la production. L'effet sur la production devrait être positif selon la théorie traditionnelle ou négatif selon la vision des nouveaux structuralistes.

Toutes les variables sont transformées en logarithme avant tout calcul. Les différents modèles à estimer ainsi que les ordres selon lesquels les variables y sont classées sont exposés par les spécifications suivantes :

- Modèle 1 : e, y
- Modèle 2 : P, e, y
- Modèle 3 : M, P, e, y
- Modèle 4 : G, P, e, y
- Modèle 5 : G, M, P, e, y

Puisque les résultats d'un modèle VAR sont sensibles au nombre de retards choisi, le présent travail suit Sims et utilise une séquence de tests emboîtés de type ratio de vraisemblance pour déterminer le nombre nécessaire de retards à intégrer dans les cinq modèles VAR. En commençant par 7 décalages⁶, les retards sont éliminés un à un s'ils ne sont pas significatifs à 5%. La statistique du test est la suivante :

$$V = (T - C) \times \left(\log \left| \sum_r \right| - \log \left| \sum_u \right| \right) \quad (5)$$

où \sum_r et \sum_u sont les matrices des covariances résiduelles avec et sans contrainte et T représente le nombre d'observations. Cette statistique est distribuée asymptotiquement selon la loi de χ^2 avec un degré de liberté égal au nombre de restrictions. C est un paramètre de correction nécessaire à l'amélioration de la performance des tests dans le cas d'un petit échantillon. Sims suggère une correction égale au nombre de paramètres contenus dans chaque équation non contraint.

⁶Nombre maximal de retards sortis des critères d'information AIC et BIC

3.2 Analyse à long terme

Afin d'évaluer les éventuels impacts à long terme de la dévaluation sur l'activité, une méthode économétrique particulière appelée analyse de la cointégration est utilisée. Cette méthode consiste à déterminer le nombre de relations de long terme pouvant exister entre deux ou plusieurs variables et à les estimer. En effet, même si les variables présentent toutes une racine unitaire, leurs combinaisons linéaires peuvent être stationnaires. Dans ce cas, elles sont qualifiées de cointégrées et supposées présenter une tendance commune dans le long terme. Dans le cas présent, il s'agit principalement de déceler avec cette méthode si le taux de change et la production présentent cette relation de long terme à Madagascar.

Dans la littérature, deux principales méthodes sont utilisées pour tester l'existence de cointégration entre les variables : celle d'Engel et Granger (1987) et celle de Johansen (1988) et Johansen et Juselius (1990). La présente analyse privilégie la seconde approche dans la mesure où elle permet de réaliser le test de cointégration sur plus de deux variables. Cela a comme avantage de pouvoir contrôler les impacts des autres phénomènes dans les résultats et par la suite, d'avoir la bonne interaction entre le taux de change et l'activité.

3.2.1 Forme réduite du modèle

En ce qui concerne la forme réduite du modèle, une version modifiée du modèle employé par Branson et Love (1988), Glick et Hutchison (1990) et Bahmani-Oskooee et Mirzaie (2000) est utilisée. Cette version correspond à un modèle VAR à 5 variables : la Production réelle (y_t), le Taux de change réelle (e_t), les Dépenses publiques réelles (g_t), l'Encaisse réelle (m_t) et le prix du pétrole (OIL_t). Toutes les variables sont mises en logarithme et le prix du pétrole est considéré comme étant une variable exogène.

L'avantage de cette spécification réside dans le fait qu'elle prend à la fois en compte les aspects Offre et les aspects Demande du système économique. En se concentrant sur les effets des autres variables sur la production par exemple, le modèle peut être exprimé à travers l'équation suivante.

$$y = F [g, m, OIL, e] \quad (6)$$

Une hausse du cours du pétrole gonfle les coûts de production. Les entreprises répercutent par la suite ces coûts supplémentaires sur les prix ; et l'inflation conséquente oblige les consommateurs à ralentir leur demande. Le coefficient devant (*OIL*) doit ainsi être négatif. Comme l'expansion budgétaire et monétaire est censée stimuler la demande et relancer par conséquent l'activité, (*g*) et (*m*) doivent être précédés de coefficients positifs. Finalement, si la dévaluation est récessive comme le prétendent les nouveaux structuralistes, il faudrait s'attendre à un coefficient négatif devant (*e*). Si par contre la dévaluation est expansionniste, ce coefficient devrait être positif.

3.2.2 Test de cointégration

Avant de procéder à l'analyse de cointégration, des tests de stationnarité sont menés sur toutes les variables composant le modèle. Cette recherche de racine unitaire est réalisée grâce aux Tests Augmented Dickey-Fuller (ADF).

Une fois la présence de racine unitaire confirmée pour toutes les variables, il est intéressant de savoir si malgré cela il existe des relations stables de long terme entre ces dernières. Si tel est le cas, estimer le modèle en différence première conduit à une grave erreur de spécification : des informations importantes contenues dans les séries en niveau seront perdues ⁷. Ces relations de long terme entre variables sont appelées relations de cointégration.

Comme il a été évoqué précédemment, l'approche de Johansen (1988) et de Johansen et Juselius (1990) est mise en oeuvre afin de vérifier l'existence de relations de cointégration entre les cinq variables de notre modèle. Cette approche figure jusqu'à maintenant parmi les méthodes les plus performantes en la matière. Elle permet non seulement de tester l'existence de relations de long terme entre plus de deux variables mais aussi d'estimer par la suite les vecteurs de cointégration.

⁷Pour plus de détail, voir Engel et Granger (1987) et Engel et Yoo (1987)

D'après Johansen (1988) et Johansen et Juselius (1990), notre modèle VAR à cinq variables peut être décrit de la manière suivante :

$$X_t = A_1 X_{t-1} + A_2 X_{t-2} + \dots + A_k X_{t-k} + \mu + \epsilon_t \quad (7)$$

$$t = 1, 2, \dots, T$$

avec $X_t = (OIL, g, m, e, y)$ et ϵ_t un bruit blanc suivant la loi $N(0, \Sigma)$. La différence première du vecteur X nous donne la forme réduite d'un modèle à correction d'erreur :

$$\Delta X_t = \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \Gamma_2 \Delta X_{t-2} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta X_{t-k-1} - \Pi X_{t-1} + \mu + \epsilon_t \quad (8)$$

où

$$\Gamma_i = -I + A_1 + A_2 + \dots + A_i$$

$$i = 1, 2, \dots, k-1$$

$$\Pi = I - A_1 - A_2 - \dots - A_k$$

La matrice Π renferme les informations relatives aux relations de long terme existantes entre les variables de la matrice X_t et le rang de Π exprime le nombre de combinaisons linéaires indépendantes et stationnaires entre les variables de X_t . Ainsi, tester l'existence de relations de cointégration revient à tester le rang r de la matrice Π en examinant si les valeurs propres de Π sont significativement différents de zéro. Trois conditions sont possibles :

- si le rang de Π est égal à 5 ($r = 5$), X_t est stationnaire en niveau
- si Π est une matrice à rang zéro ($r = 0$), le système est un VAR traditionnel en différence première
- et si le rang de Π est $0 < r < 5$, il existe r combinaisons linéaires des variables de X qui sont stationnaires et cointégrées.

Si cette dernière condition prévaut, Π peut être décomposée en α et β , tel que $\Pi = \alpha\beta'$. Le vecteur β représente les r relations de cointégration et $\beta' X_t$ est stationnaire. En testant la significativité des coefficients β , il est possible de savoir si chaque variable entre ou non dans l'espace de cointégration. La matrice α représente les paramètres de correction d'erreur et peut être interprétée comme la vitesse d'ajustement des variables.

Johansen (1988) et Johansen et Juselius (1990) proposaient deux tests statistiques pour déterminer le nombre de vecteurs de cointégration (ou rang de Π) à savoir : les statistiques de Trace (Tr) et les statistiques de valeur propre maximale (L-max).

Le ratio de vraisemblance pour le test de Trace est le suivant :

$$Tr = -T \sum_{i=r+1}^{p-2} \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (9)$$

avec $\hat{\lambda}_{r+1}, \dots, \hat{\lambda}_p$ comme les $p - r$ plus petites valeurs propres estimées

L'hypothèse nulle à tester est l'existence d'au plus r vecteurs de cointégrations. Alternativement, la statistique L-max se présente comme suit :

$$L - max = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1}) \quad (10)$$

Ici, l'hypothèse nulle de r vecteurs de cointégration est testée contre l'hypothèse alternative de $r + 1$ vecteurs de cointégration. Ainsi, l'hypothèse nulle $r = 0$ est testée contre l'hypothèse alternative $r = 1, r = 1$ contre $r = 2$ et ainsi de suite.

Il est bien connu que les résultats des tests de cointégration sont très sensibles au nombre de retards utilisé. Ce dernier est déterminé à travers une séquence de tests emboîtés de type ratio de vraisemblance, identique à celle utilisée dans l'analyse à court terme.

4 Données et Sources des données

Les données utilisées dans les deux analyses (à court et à long terme) viennent de trois sources différentes : la Banque Centrale de Madagascar (BCM), le Ministère malgache des Finances et du Budget et le Fonds Monétaire International (FMI). Elles sont composées de séries trimestrielles couvrant la période allant du premier trimestre 1984 au quatrième trimestre 2006. Certaines séries sont utilisées telles qu'elles ont été récupérées de ces sources. D'autres ont subi des transformations plus ou moins importantes avant d'être exploitées. L'une des séries qui nécessitaient des calculs préalables est celle relative au taux de change réel.

4.1 Estimation du Taux de change effectif réel

La série de taux de change réel utilisée dans la présente étude a été construite en adoptant la méthode employée par Bahmani-Oskooee et Gelan (2007) lorsque ces derniers avaient construit des séries de taux de change réel pour quelques pays d’Afrique. D’ailleurs, ces auteurs avaient publié dans leur article une série de taux de change effectif réel pour Madagascar. La principale différence entre leur série et celle utilisée dans le présent article se trouve au niveau des séries de taux de change nominal utilisées dans les calculs. Bahmani-Oskooee et Gelan (2007) étaient obligés de faire des calculs indirects en utilisant les taux de change du dollars avec l’Ariary et les taux de change du dollar avec d’autres monnaies (Euro, Livre Sterling, Yen) pour avoir les taux de change nominaux bilatéraux de Madagascar (le taux de change entre Ariary et Yen par exemple). Dans le cas du présent travail, ces taux de change nominaux bilatéraux entre l’Ariary et les monnaies des différents pays partenaires commerciaux de Madagascar sont disponibles et ont été tirés directement de la base de données de la Banque Centrale de Madagascar.

Selon Bahmani-Oskooee et Gelan (2007), calculer le taux de change effectif réel d’une monnaie revient à calculer la moyenne pondérée des taux de change réels de cette monnaie avec celle des pays partenaires commerciaux du pays considéré. La pondération dépend de la part de chaque pays partenaire dans l’échange extérieur du pays étudié. Concrètement, pour sortir la série du taux de change effectif réel (e) de Madagascar (pays j), il faut passer par le calcul suivant :

$$e_j = \sum_{i=1}^4 \lambda_{ij} \left[\frac{(P_i \times E_{ij}/P_j)_t}{(P_i \times E_{ij}/P_j)_{2000}} \times 100 \right] \quad (11)$$

où E_{ij} exprime le taux de change nominal bilatéral de l’Ariary avec la monnaie des pays partenaires; P_i et P_j sont les indices des prix dans le pays partenaire (pays i) et à Madagascar (pays j) et λ_{ij} représente la part du pays partenaire (pays i) dans le commerce extérieur de Madagascar (pays j)

Les coefficients de pondération λ_{ij} sont obtenus en calculant la part du pays i dans le commerce international de Madagascar en 2000 (Année de base). Dans leurs travaux, Bahmani-Oskooee et Gelan (2007) utilisent le volume des importations comme indicateur de l’importance des échanges extérieurs

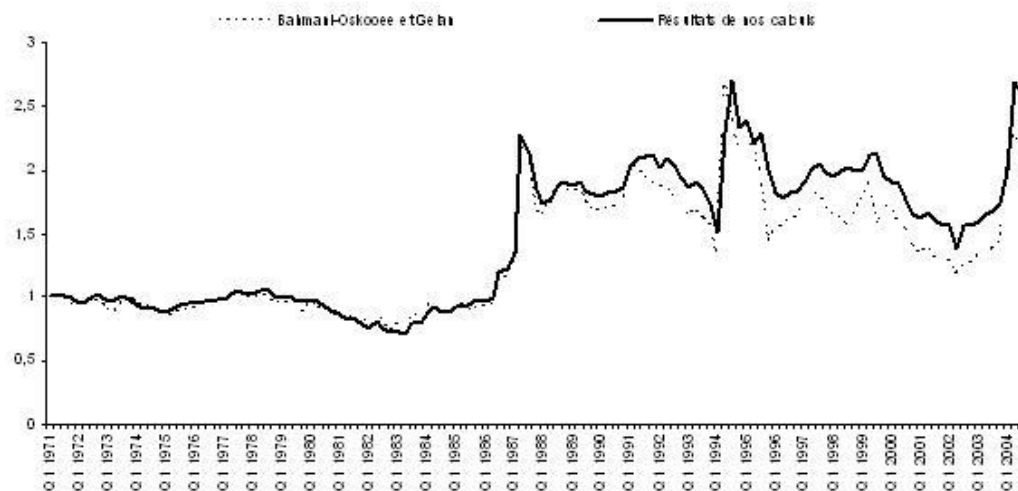
mais dans le présent calcul, cet indicateur est représenté par la somme des importations et des exportations hors zone franche. Seuls quatre pays sont considérés comme principaux partenaires commerciaux de Madagascar : les Etats Unis, la Zone Euro, la Grande Bretagne et le Japon. Les valeurs des coefficients de pondération λ_{ij} sont données par la Table 1 ⁸ :

TAB. 1 – Valeurs des coefficients de pondération λ_{ij}

Zone Euro	Etats-Unis	Japon	Royaume-Uni	Total
0,769	0,130	0,074	0,026	1

La série de taux de change réel obtenue avec les calculs décrits précédemment présente une allure similaire avec celle calculée par Bahmani-Oskooee et Gelan (2007). La Figure 1 donne une comparaison de l'évolution des deux séries.

FIG. 1 – Comparaison de notre série de Taux de change réel avec celle de bahmani-Oskooee et Gelan



⁸Il faut noter que les valeurs de ces coefficients de pondération sont proches de celles utilisées par la Banque Centrale de Madagascar. Cette dernière attribue un coefficient de 0,093 pour le Dollar, 0,76 pour l'Euro, 0,11 pour le Yen et 0,037 pour le Livre Sterling

4.2 Séries relatives aux autres variables

La série sur la production réelle est approximée à partir du PIB à prix constant (PIB au prix de 1984). Elle est tirée de la base des données de l'Institut National de la Statistique (INSTAT) et est constituée de PIB annuel en Milliards d'Ariary. Sa transformation en série trimestrielle s'est réalisée en mettant en oeuvre le programme `Distrib.src` de `WinRat's`. Ce programme garde le même taux de croissance dans les quatre trimestres composant l'année.

L'indice des prix considéré ici est l'Indice des Prix à la consommation. C'est un indice dont l'année de base est l'année 2000. Il est tiré de la base des données International Financial Statistics (IFS) du Fonds Monétaire International (FMI).

La série trimestrielle sur la masse monétaire M est obtenue en calculant la moyenne des masses monétaires mensuelles. Ces dernières sont tirées du Bulletin d'Information Statistique (BIS) de la Banque Centrale de Madagascar. En ce qui concerne l'encaisse réelle, elle est obtenue en pondérant la Masse monétaire par l'indice des prix à la consommation.

Les données sur les dépenses publiques G sont tirées de deux sources différentes : une partie (la série avant 1990) a été recueillie auprès du Ministère malgache des Finances et du Budget et l'autre partie (la série entre 1990 et 2006) a été tirée du Bulletin d'Information Statistique (BIS) de la Banque Centrale de Madagascar. La première partie des données est une série annuelle. Sa transformation en série trimestrielle a été rendue possible en utilisant les coefficients saisonniers tirés de la seconde partie. Les dépenses publiques réelles sont obtenues en pondérant les dépenses publiques nominales par l'indice des prix à la consommation.

La série relative au prix du pétrole exprime l'évolution moyenne du cours mondial du baril du pétrole. Elle est directement tirée de la base de données du Fonds Monétaire International

5 Résultats

Avant d'exposer les résultats des différentes analyses, il est primordial d'évoquer ce qu'ont donné les tests de stationnarité. Ces derniers révèlent que les séries présentent toutes une racine unitaire en niveau mais deviennent stationnaires en différence première. Elles sont toutes intégrées d'ordre 1. Les résultats de ces tests sont exposés dans l'Annexe A. Il est également important de noter que deux variables muettes dénommées $DU91$ et $DU02$ ⁹ ont été introduites dans toutes les analyses afin de prendre en compte les crises politiques et économiques de 1991 et de 2002.

5.1 Effet à court terme de la dévaluation

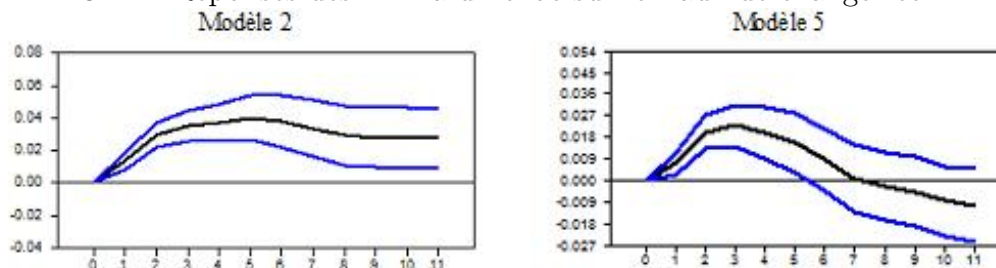
Dans un modèle VAR, il existe deux manières différentes mais complémentaires de présenter les résultats : les fonctions de réponses et la décomposition de la variance. La première expose les réactions d'une variable du modèle face à un choc sur une autre variable. Quant à la seconde, celle-ci révèle dans quelle proportion une variable contribue à la variation d'une autre. Dans le présent article, ces deux types de présentation sont utilisés pour montrer les résultats de l'estimation du modèle de court terme.

5.1.1 Effet sur les Prix

Le VAR figure ces derniers temps parmi les outils économétriques les plus appréciés grâce à la richesse des informations qu'il peut fournir. Dans la présente étude, l'objectif est d'évaluer les impacts de la dévaluation sur la production. Mais grâce à l'endogénéisation de la variable prix par le VAR, il devient également possible d'analyser la réaction de cette variable à une variation du taux de change. La Figure 2 expose par exemple la réaction des prix face à une variation du taux de change réel.

⁹ $DU91$ prend la valeur 1 pour la période allant de 1990Q3 à 1991Q4 et la valeur 0 pour les autres périodes et $DU02$ prend la valeur 1 pour la période allant de 2001Q3 à 2002Q4 et la valeur 0 pour les autres périodes

FIG. 2 – Réponses des Prix à un choc sur le Taux de change réel



Similairement à une grande partie de la littérature sur les effets de la dévaluation dans l'économie des pays en voie de développement, on retrouve ici un effet positif de la hausse du taux de change sur le niveau des prix. Les quatre fonctions de réponses issues des modèles, où l'indice des prix à la consommation fait partie, donnent les mêmes résultats sur la question. Dans le modèle long (Modèle 5), les prix augmentent immédiatement après la dévaluation. Cette inflation atteint la variation maximale après 3 trimestres et sera épongée au bout de 7 trimestres. Les fonctions de réponse relatives aux modèles 3 et 4 sont renvoyées en Annexe C.

Cet effet inflationniste de la dévaluation est également confirmé par les résultats de l'analyse de la décomposition de la variance. Cette dernière révèle qu'à l'horizon 8 (8 trimestres), 14% à 31% de la variation des prix peuvent être attribués à la fluctuation du taux de change. Les résultats de la décomposition de la variance de la variable prix dans les modèles 2 et 5 sont exposés par la Table 2. Ceux des deux autres modèles, où la variable P figure, sont renvoyés en Annexe C.

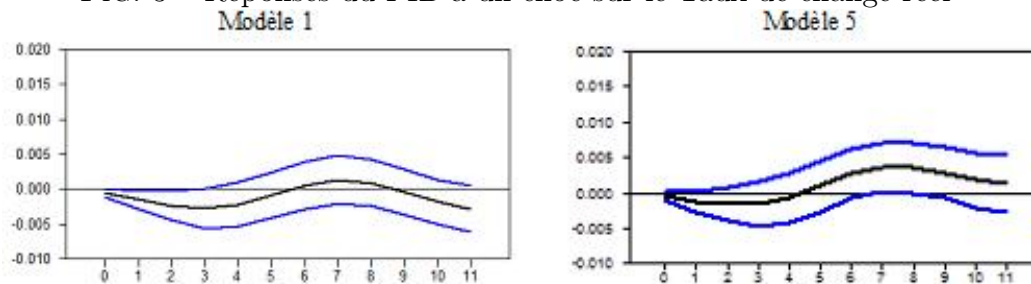
TAB. 2 – Décomposition de la variance de P

Modèle 2				
Step		P	e	y
1		100,00	0,00	0,00
2		88,75	6,27	4,97
3		70,85	21,24	7,91
4		62,40	29,33	8,27
8		60,95	31,26	7,79
Modèle 5				
Step	M	P	e	y
1	7,53	92,47	0,00	0,00
2	27,32	62,70	2,64	7,34
3	33,31	45,13	12,60	8,96
4	32,00	40,17	19,37	8,46
8	52,53	26,86	14,90	5,71

5.1.2 Effet sur l'activité

L'effet de la dévaluation sur l'activité est également identique quelque soit le modèle estimé. On retrouve un effet récessif à court terme de la hausse du taux de change dans tous les modèles. Ce sont l'intensité et la durée de l'effet qui différencient les cinq estimations. Comme en témoigne la Figure 3, l'activité connaît immédiatement une contraction après l'épisode de dévaluation. Cette récession dure 4 à 7 trimestres selon le modèle. Les fonctions de réponses issues de l'estimation des autres modèles (Modèles 2 à 4) sont renvoyées en Annexe C.

FIG. 3 – Réponses du PIB à un choc sur le Taux de change réel



Une remarque mérite d'être soulevée par rapport à ces résultats : l'introduction de la monnaie dans le modèle (Modèle 3 et 5) atténue l'intensité et raccourcit la durée de l'effet récessif. Ce résultat laisserait entendre qu'une partie de l'effet de la variation du taux de change sur le PIB passe par la masse monétaire. L'une des explications serait de dire qu'après une dévaluation de la monnaie, les prix augmentent. Et pour éviter une dérive inflationniste, la Banque centrale réagit en freinant l'offre ou la demande de monnaie. Il est également possible que cette réaction de la Banque centrale soit anticipée par les agents économiques. Ce qui les pousse à ajuster leur demande.

Malgré l'effet récessif constaté dans les fonctions de réponses, l'interprétation des résultats des modèles demande néanmoins de la prudence. En effet, les résultats de l'analyse de la décomposition de la variance exposés par le tableau 3 révèlent que seulement une petite partie de la variation du PIB vient de la fluctuation du Taux de change réel. Selon le modèle considéré, seulement 0,06% à 4,34% du mouvement de la production pourrait être attribué à la fluctuation du taux de change à l'horizon 4 (4 trimestres) et 2,48% à 6,27% à l'horizon 8.

TAB. 3 – Décomposition de la variance du PIB

Modèle 1				
Step			e	y
1			1,66	98,34
2			2,28	97,72
3			2,63	97,37
4			2,73	97,27
8			2,48	97,52
Modèle 5				
Step	M	P	e	y
1	0,10	2,57	0,75	96,59
2	0,03	3,90	1,30	94,77
3	0,07	4,82	1,45	93,67
4	0,05	4,74	1,35	93,86
8	4,48	3,77	3,99	87,75

5.2 Effet à long terme de la dévaluation

Pour analyser l'éventuelle réaction à long terme de l'activité économique à une variation du taux de change, cet article emploie la technique de cointégration à la Johansen (1988) et Johansen et Juselius (1990). Et comme il a été indiqué précédemment, le test de stationnarité des séries utilisées dans le modèle est nécessaire avant de procéder à l'analyse de la cointégration. Ici, ce test est réalisé avec le test Augmented Dickey-Fuller (ADF). Ce test suggère l'existence de racine unitaire dans toutes les séries en niveau et la stationnarité dans les différences premières. Les séries sont toutes intégrées d'ordre 1. Les tableaux résumant ces résultats sont renvoyés en Annexe A.

5.2.1 Tests de cointégration

Puisque les séries impliquées dans le modèle sont intégrées d'ordre 1, il est ainsi nécessaire de savoir s'il existe des relations de long terme entre les variables. La méthodologie utilisée pour y arriver a été développée par Johansen (1988) et Johansen et Juselius (1990). Ces derniers suggèrent une estimation par maximum de vraisemblance, qui permet en même temps de tester avec deux statistiques différentes le nombre de vecteurs de cointégration pouvant exister entre les variables et de les estimer.

Avant d'appliquer cette méthode, le nombre de retards à intégrer dans le test doit être déterminé. Pour le savoir, une séquence de tests emboîtés de type ratio de vraisemblance est réalisée. A chaque fois, la significativité du dernier retard ajouté est testée¹⁰. Les résultats de ces tests sont renvoyés dans l'Annexe B et suggèrent l'introduction de 7 retards¹¹ dans l'analyse de la cointégration.

L'étape suivante dans l'analyse de cointégration consiste à déterminer le nombre de vecteurs de cointégration pouvant exister entre les cinq variables du modèle. Pour y arriver, deux tests statistiques sont réalisés : le test de valeur propre maximale (L-max) et le test de Trace (Trace). Les résultats

¹⁰Les détails de ce test sont exposés dans la section 3

¹¹Dans la littérature, certains travaux ne font pas de tests pour identifier ce nombre de retards et utilisent systématiquement 4 décalages pour l'analyse de la cointégration. Nous avons essayé de réaliser l'analyse avec seulement 4 retards mais les résultats n'offrent pas d'information concluante

sont présentés dans la Table 4 qui suit. Mais avant cela, deux remarques sont à souligner :

- Premièrement, le prix du pétrole (OIL) est considéré comme une variable exogène dans les différentes procédures
- Ensuite, compte tenu du nombre limité des observations et du nombre de variables ainsi que du nombre de décalages à introduire dans l'analyse, il s'avère nécessaire de corriger les résultats des tests statistiques. cette correction consiste à multiplier les valeurs des statistiques de L-max et de Trace par $(T - nk)/T$, où T exprime le nombre effectif d'observations, n le nombre de variables dans le modèle et k l'ordre du VAR. Ainsi, les L-max Cor et Trace Cor dans la Table 4 fournissent les valeurs ajustées des tests.

TAB. 4 – Détermination du nombre de vecteurs de cointégration

Eigenv.	L-max Corr	Trace Corr	Ho : r	p - r	L-max 90	Trace 90
0,54	35,24	63,00	0	4	18,03	49,91
0,23	12,22	27,76	1	3	14,09	31,88
0,21	10,79	15,54	2	2	10,29	17,79
0,10	4,75	4,75	3	1	7,50	7,50

Comme le montre la Table 4, un seul vecteur de cointégration peut exister entre les cinq variables du modèle. Néanmoins, cette preuve d'existence de relation de long terme ne signifie forcément pas que toutes les variables du modèle intègrent cette relation. Les résultats de l'estimation de la relation de cointégration et du test d'exclusion nous indiquent si chacune des cinq variables entre ou non dans l'espace de cointégration.

Les résultats de l'estimation de la relation de cointégration par la méthode de maximum de vraisemblance ainsi que ceux du test d'exclusion sont exposés dans la Table 5. Les résultats du test d'exclusion sont mis entre crochets. A un niveau de significativité de 5% , la valeur critique pour le test d'exclusion est de 3,84. En ce qui concerne l'estimation de la relation de cointégration, le coefficient du PIB est normalisé à 1.

TAB. 5 – Estimation des relations de cointégration et Test d'exclusion

<i>y</i>	<i>e</i>	<i>m</i>	<i>g</i>	LOIL	Constante
1,000	-0,105	-0,694	0,856	-0,421	-1,658
[2,83]	[0,64]	[12,62]	[12,50]	[16,64]	[0,42]
$\chi^2_{(1)} = 3,84$					

Le Tableau 5 révèle que seules trois variables entrent dans l'espace de cointégration. Il s'agit de l'Encaisse réelle (*m*), des Dépenses publiques réelles (*g*) et du Prix du pétrole (*OIL*). Les coefficients des autres variables, à savoir la production réelle (*y*) et le taux de change réel (*e*), ne sont pas significatifs. Cela signifie qu'il n'existe pas de relation de long terme entre le taux de change réel et le PIB. Ces deux variables ne figurent pas dans celles qui constituent la seule relation de cointégration trouvée.

Ces analyses fournissent une réponse claire par rapport aux éventuels impacts à long terme de la dévaluation sur l'activité économique à Madagascar. A partir d'un test de cointégration à la Johansen (1988) et Johansen et Juselius (1990), il a été possible de déduire qu'il n'existe pas de liens stable et durable entre le taux de change réel et l'activité économique. Ainsi, les résultats trouvés réfutent l'hypothèse d'un effet récessif à long terme de la dévaluation. Ils soutiennent plutôt l'hypothèse de neutralité de la monnaie dans le long terme.

6 Conclusion

Madagascar figure parmi les pays qui ont appliqué le programme de stabilisation défini par le Fonds Monétaire International. Après des épisodes de dévaluation, le pays a adopté sur recommandation des bailleurs de fonds traditionnels (FMI et Banque mondiale) le régime de change flexible en 1994. Depuis cette année, la valeur de l'Ariary connaît une dégradation importante et continue. Cette situation attire la curiosité et suscite l'interrogation sur les éventuels impacts de cette dépréciation sur l'économie réelle du pays. Le présent article essaie d'apporter une contribution à l'élucidation de cette question.

Avec deux méthodes différentes mais complémentaires, il cherche à évaluer les éventuels effets à court et à long terme de la dévaluation sur l'activité économique à Madagascar. La première analyse utilise des modèles VAR et les fonctions de réponses révèlent qu'une augmentation du taux de change réelle débouche sur une contraction de la production. Même si la décomposition de la variance montre une participation relativement faible de la fluctuation du taux de change réel dans la variation du PIB, l'effet négatif de la dévaluation sur l'activité reste significatif.

La deuxième analyse utilise un développement récent de l'économétrie qu'est la technique de cointégration. Elle démontre qu'aucune relation stable et durable ne peut exister entre le taux de change réel et la production à Madagascar. Cela signifie qu'à long terme, le taux de change réel n'a aucun effet sur l'activité.

Les résultats trouvés dans la présente étude confortent la position des nouveaux structuralistes en confirmant qu'à court terme, la variation du taux de change mène à une contraction de l'activité à Madagascar. Néanmoins, cet effet récessif reste temporaire puisqu'à long terme, la dévaluation devient neutre. Ces résultats sont similaires à ceux trouvés par Edwards (1986). A l'issue de deux études différentes, ce dernier a trouvé que même si la dévaluation est récessif à court terme, elle devient neutre dans le long terme.

Compte tenu de ces résultats, la poursuite du régime de change flexible nécessite la mise en place d'une politique d'accompagnement, destinée à limiter

les effets néfastes de la dépréciation sur l'activité économique à Madagascar. L'une des politiques envisageables est la réalisation d'un appui sectoriel. Ce type de mesure nécessite pourtant l'identification des secteurs qui souffrent le plus des mouvements du taux de change. Ainsi, la continuité logique de la présente étude serait l'évaluation des effets de la dévaluation sur les différentes activités sectorielles à Madagascar.

A Test de Racine Unitaire

Le 6 montre les résultats des tests Augmented Dickey-Fuller. Les nombres de retards intégrés dans les tests sont tirés des critères d'information BIC et AIC. Ce tableau révèle que les variables sont toutes intégrées d'ordre 1. Elles présentent une racine unitaire en niveau mais deviennent stationnaires en première différence.

TAB. 6 – Tests Augmented Dickey-Fuller

	Model 1		Model 2		Model 3	Conclusion
	t_τ $H_0 : \gamma = 0$	Φ_3 $H_0 : \gamma = \beta = 0$	t_μ $H_0 : \gamma = 0$	Φ_1 $H_0 : \gamma = \beta = 0$	t_ρ $H_0 : \gamma = 0$	
G	-2,89	4,22	-0,03	7,66		I(1)
g	-2,44	3,20	-1,03	1,01	0,55	I(1)
M	-1,58	1,97	-1,34	23,50		I(1)
m	-2,48	3,22	-1,03	3,51	2,24	I(1)
OIL	-2,58	4,29	-1,43	1,10	0,24	I(1)
P	-1,55	1,45	-0,91	9,10		I(1)
e	-2,72	4,09	-2,77	4,18	0,64	I(1)
y	-1,30	1,59	0,82	3,96	2,72	I(1)
ΔG	-5,59					I(0)
Δg	-5,97					I(0)
ΔM	-7,79					I(0)
Δm	-4,19					I(0)
ΔOIL	-7,93					I(0)
ΔP	-5,80					I(0)
Δe	-7,70					I(0)
Δy	-4,38					I(0)
Valeur Critique à 5%	-3,41	6,25	-2,86	4,59	-1,95	

B Tests du nombre de retards à intégrer dans les modèles

B.1 Modèles VAR

Les résultats montrés par le 7 ne concernent que le Modèle 5. Les tests réalisés sur les autres modèles aboutissent également à des résultats similaires.

TAB. 7 – Nombre de retards à intégrer dans les modèles VAR

Test d'un VAR a I retards contre un VAR a I+1 retards				
	Test	H0	1 retard	
		H1	2 retards	
Log Determinants are				-23,066183
Chi-Squared(16) =		54,623578	with Significance Level	0,0000041
	Test	H0	2 retards	
		H1	3 retards	
Log Determinants are				-23,718892
Chi-Squared(16) =		72,323752	with Significance Level	0,0000000
	Test	H0	3 retards	
		H1	4 retards	
Log Determinants are				-24,649118
Chi-Squared(16) =		47,68532	with Significance Level	0,0000532
	Test	H0	4 retards	
		H1	5 retards	
Log Determinants are				-25,313087
Chi-Squared(16) =		37,358126	with Significance Level	0,0018668
	Test	H0	5 retards	
		H1	6 retards	
Log Determinants are				-25,876852
Chi-Squared(16) =		39,683433	with Significance Level	0,0008659
	Test	H0	6 retards	
		H1	7 retards	
Log Determinants are				-26,511813
Chi-Squared(16) =		40,326192	with Significance Level	0,0006976

B.2 Analyse de cointégration

TAB. 8 – Nombre de retards à intégrer dans l’analyse de cointégration

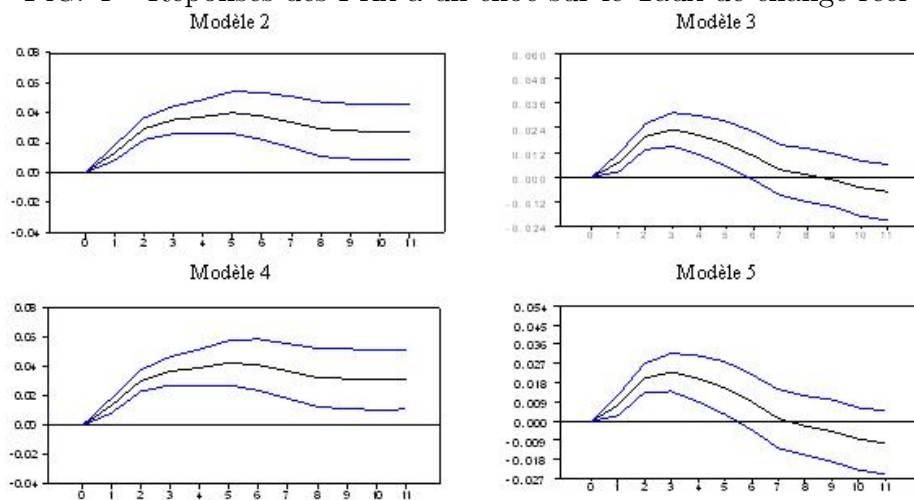
Test d’un VAR a I retards contre un VAR a I+1 retards					
	Test	H0	1 retard		
		H1	2 retards		
Log Determinants are				-23,066183	-23,740548
Chi-Squared(16) =			54,623578	with Significance Level	0,0000041
	Test	H0	2 retards		
		H1	3 retards		
Log Determinants are				-23,718892	-24,670521
Chi-Squared(16) =			72,323752	with Significance Level	0,0000000
	Test	H0	3 retards		
		H1	4 retards		
Log Determinants are				-24,649118	-25,320742
Chi-Squared(16) =			47,68532	with Significance Level	0,0000532
	Test	H0	4 retards		
		H1	5 retards		
Log Determinants are				-25,313087	-25,879119
Chi-Squared(16) =			37,358126	with Significance Level	0,0018668
	Test	H0	5 retards		
		H1	6 retards		
Log Determinants are				-25,876852	-26,5274
Chi-Squared(16) =			39,683433	with Significance Level	0,0008659
	Test	H0	6 retards		
		H1	7 retards		
Log Determinants are				-26,511813	-27,231924
Chi-Squared(16) =			40,326192	with Significance Level	0,0006976

C Résultats de l'estimation des modèles VAR

C.1 Effets de la dévaluation sur les Prix

C.1.1 Fonctions de réponses

FIG. 4 – Réponses des Prix à un choc sur le Taux de change réel



C.1.2 Décomposition de la variance

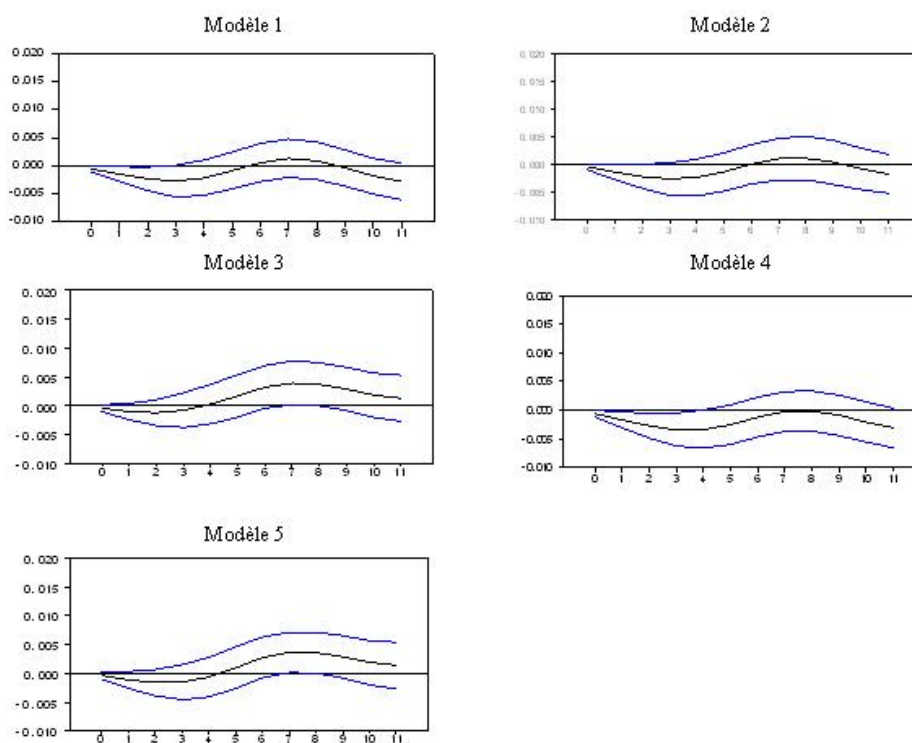
TAB. 9 – Décomposition de la variance des Prix

Modèle 2				
Step		P	e	y
1		100,00	0,00	0,00
2		88,75	6,27	4,97
3		70,85	21,24	7,91
4		62,40	29,33	8,27
8		60,95	31,26	7,79
Modèle 3				
Step	M	P	e	y
1	7,51	92,49	0,00	0,00
2	28,58	66,15	2,37	2,91
3	36,01	49,64	11,24	3,11
4	34,55	44,84	18,02	2,59
8	51,60	30,45	15,92	2,03
Modèle 4				
Step		P	e	y
1		1,00	0,00	0,00
2		88,51	6,91	4,59
3		69,89	23,17	6,94
4		61,55	31,48	6,97
8		60,08	33,46	6,17
Modèle 5				
Step	M	P	e	y
1	7,53	92,47	0,00	0,00
2	27,32	62,70	2,64	7,34
3	33,31	45,13	12,60	8,96
4	32,00	40,17	19,37	8,46
8	52,53	26,86	14,90	5,71

C.2 Effets de la dévaluation sur le PIB

C.2.1 Fonctions de réponses

FIG. 5 – Réponses du PIB à un choc sur le Taux de change réel



C.2.2 Décomposition de la variance

TAB. 10 – Décomposition de la variance du PIB

Modèle 1				
Step			e	y
1			1,66	98,34
2			2,28	97,72
3			2,63	97,37
4			2,73	97,27
8			2,48	97,52
Modèle 2				
Step	P		e	y
1	0,76		1,48	97,76
2	0,63		2,30	97,07
3	0,33		2,63	97,04
4	0,22		2,79	97,00
8	4,97		2,53	92,50
Modèle 3				
Step	M	P	e	y
1	0,08	5,16	0,28	94,47
2	0,14	6,62	0,24	93,00
3	0,14	7,36	0,11	92,39
4	0,07	7,07	0,06	92,80
8	3,64	4,63	6,27	85,47
Modèle 4				
Step		P	e	y
1		1,09	1,86	97,06
2		0,96	3,03	96,01
3		0,60	3,75	95,65
4		0,35	4,34	95,32
8		7,19	4,59	88,22
Modèle 5				
Step	M	P	e	y
1	0,10	2,57	0,75	96,59
2	0,03	3,90	1,30	94,77
3	0,07	4,82	1,45	93,67
4	0,05	4,74	1,35	93,86
8	4,48	3,77	3,99	87,75

Références

- AGENOR, P. R. (1991) : "Output, Devaluation and Real exchange rate in developing countries," *Weltwirtschaftliches Archiv*, 127(1), 18–41.
- BAHMANI-OSKOOEE, M. (1996) : "Source of stagflation in an oil-exporting country : evidence from Iran," *Journal of Post Keynesian Economics*, (18), 609–620.
- BAHMANI-OSKOOEE, M., ET A. GELAN (2007) : "Real and nominal effective exchange rate for African Countries," *Applied Economics*, 39, 961–979.
- BAHMANI-OSKOOEE, M., ET A. MIRZAIIE (2000) : "The long-run effects of depreciation of the Dollar on sectoral output," *International Economic Journal*, 14(3), 51–61.
- BAHMANI-OSKOOEE, M., ET I. MITEZA (2003) : "Are Devaluations Exapansionary or Contractionary ? A survey article," *Economic Issues*, 8, Part 2.
- BAHMANI-OSKOOEE, M., ET H. RHEE (1997) : "Response of domestic production to depreciation in Korea : An application of Johansen's cointegration methodology," *International Economic Journal*, (11), 103–112.
- BARBONE, L., ET F. RIVERA-BATIZ (1987) : "Foreign capital and the contractionary impact of currency devaluation, with an application to Jamaica," *Journal of Development Economics*, 26(1-15).
- BRANSON, W., ET J. LOVE (1988) : "US Manufacturing and Real Exchange Rate," dans *Misalignment of exchange rates : Effects on Trade and Industry*, ed. U. of Chicago press, pp. 241–270. Richard Marston.
- BRANSON, W. H. (1986) : "Stabilization, stagflation, and investment incentives : The case of Kenya, 1979-1980," dans *Economic adjustment and exchange rates in developing countries*, ed. S. Edwards, et L. Ahamed, pp. 267–293. Chicago :Chicago UP.
- BRUNO, M. (1979) : "Stabilization and stagflation in a semi-industrialized economy," dans *International Economic Policy : Theory and Evidence*, ed. F. J. A. Dornbusch R, pp. 270–289. Baltimore : John Hopkins UP.
- CONNOLLY, M. (1983) : "Exchange rates, real economic activity and the balance of payments : evidence from the 1960s.," dans *Recent issues in the Theory of the Flexible Exchange Rate*, pp. 129–143. E.Classen and P Salin, amsterdam : elsevier edn.

- COOPER, R. N. (1971a) : "Currency devaluation in developing countries," dans *Government and Economic Development*, ed. R. G. New Haven : Yale UP.
- (1971b) : "Devaluation and agregate demand in aid receiving countries," dans *Trade, Balance of Payments and Growth*, ed. N. J. e. a. Bhagwati. Amsterdam and New York : North-Holland.
- DIAZ-ALEJANDRO, C. F. (1963) : "A note on the impact of devaluation and the redistributive effects," *Journal of Political Economy*, (71), 577–580.
- (1965) : "Exchange rate devaluation in a semi-industrialized country : The experience of Argentina, 1955-1961," *Cambridge MA : MIT Press*.
- EDWARDS, S. (1986) : "Terms of trade, exchange rates and labor markets adjustment in developing countries," *NBER Working Papers*, (2110), Mass., Cambridge.
- EDWARDS, S. (1989a) : "Exchange controls, devaluations and real exchange rates : The Latin American Experience," *Economic Development and Cultural Change*, (37), 457–494.
- (1989b) : "Real Exchange Rates, Devaluation, and Adjustment," *Cambridge, MA : MIT Press*.
- EL-RAMLY, H., ET S. M. ABDEL-HALEIM (2008) : "The Effect of Devaluation on Output in the Egiptian Economy : A vector Autoregression Analysis," *International Research Journal of Finance and Economics*, (14).
- ENGEL, R., ET C. GRANGER (1987) : "Co-Integration and Error Correction : representation, Estimation, and Testing," *Econometrica*, 55, 251–276.
- GLICK, R., ET M. HUTCHISON (1990) : "Does Exchange rate Appreciation "Deindustrialize" the Open Economy ? A critique of U.S. Evidence," *Economic Inquiry*, pp. 19–37.
- GYLFASON, T. (1987) : "Credit policy and economic activity in developing countries with IMF stabilization programs," *Princeton Studies in International Finance*, (60).
- GYLFASON, T., ET M. RADETZKI (1991) : "Does devaluation make sense in the least developped countries?," *Economic Development and Cultural Change*, (40), 1–25.
- GYLFASON, T., ET O. RISAGER (1984) : "Does devaluation improve the current account," *European Economic Review*, (25), 37–64.

- GYLFASON, T., ET M. SCHMID (1983) : "Does devaluation cause stagflation?," *The Canadian Journal of Economics*, (25), 37–64.
- HANSON, J. A. (1983) : "Contractionary devaluation, substitution in production and consumption and the role of the labor market," *Journal of International Economics*, (14), 179–189.
- HIRSCHMAN, A. O. (1949) : "Devaluation and the trade balance : A note," *Review of Economics and Statistics*, (31), 50–53.
- HOFFMAISTER, A. W., ET C. VÉGH (1996) : "Desinflation and the recession-now-versus recession-later hypothesis : evidence from Uruguay," *IMF Staff Papers*, (43), 355–394.
- ISLAM, S. (1984) : "Devaluation, stabilization policies and the developing countries : A macroeconomic analysis," *Journal of Development Economics*, (14), 37–60.
- JOHANSEN, S. (1988) : "Statistical Analysis of Cointegration Vectors," *Journal of Economic Dynamics and Control*, pp. 231–254.
- JOHANSEN, S., ET K. JUSELIUS (1990) : "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration - with Application to the Demand for Money," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, pp. 169–210.
- KAMIN, S. B. (1988) : "Devaluation, external balance, and macroeconomic performance in developing countries : a look at the numbers," *Princeton Essays in International Finance*, (62).
- KAMIN, S. B., ET J. H. ROGERS (1997) : "Output and real exchange rate in developing countries : an application to Mexico," *International Finance Discussion Paper*, (580), Board of Governors of the Federal Reserve System, Washington, D.C.
- KRUEGER, A. (1978) : "Foreign Trade Regimes and Economic Development : Liberalization Attempts and Consequences," *Cambridge, MA : Ballinger*.
- KRUGMAN, P., ET L. TAYLOR (1978) : "Contractionary effects of devaluation," *Journal of international economics*, 8, 445–456.
- MORLEY, S. A. (1992) : "On the Effect of devaluation during Stabilization Programs in LDCs," *The review of Economics and Statistics*, (74(1)), 21–27.
- S. AHMED, C. GUST, S. K., ET J. HUNTLEY (2002) : "Are depreciation as contractionary as devaluation?," *Board of Governors of Federal Reserve System, International Finance Division*, (737).

- SANTAELLA, J. A., ET A. E. VELA (1996) : “The 1987 Mexican desinflation program : An exchange rate-based stabilization?,” *IMF Working Paper*, (24).
- SILVA, D. G. D., ET Z. ZHU (2004) : “Sri Lanka’s Experiment with Devaluation : VAR and ECM Analysis of the Exchange Rate Effects on Trade Balance and GDP,” *International Trade Journal*, 18(4), 269–301.
- SOLIMANO, A. (1986) : “Contractionary devaluation in the southern cone : The case of Chile,” *Journal of Development Economics*, (23), 135–151.
- VAN-WIJNBERGEN, S. (1986) : “Exchange rate management and stabilization policies in developing countries,” *Journal of Development Economics*, (23), 227–247.