

Etude économétrique des déterminants du taux de change réel dans les pays du Maghreb An econometrics study of the determinants of the real exchange rate in the Maghreb countries

BARIK Mourad

Maitre-assistant –A-

Faculté des sciences économiques Université de Tissemsilet, Algérie

mouradescpgs@gmail.com

Bellahreche Aicha¹

Maitre de conférence –A-

Faculté des sciences économiques, Université de Tlemcen. Algérie

toulaicha_bell@yahoo.fr

Date de soumission : 18-02-2021 / Date d'acceptation : 30-05-2021

Résumé : A travers cette recherche, nous essayons d'étudier le comportement du taux de change réel dans les pays du Maghreb pour la période 1990-2018 par la méthode VARP. L'étude a montré que le meilleur prédicteur du taux de change réel à terme est le taux de change réel courant et que leur comportement ne suit pas une marche aléatoire. L'étude aussi a montré que leur ajustement de demi de vie est de 4 ans et demi.

Mot clés: taux de change réel à terme et courant, marche aléatoire, demi-vie d'ajustement, Etude économétrique.

Code JEL : F31,C69,C69,C1

Abstract : Through this research, we are trying to study the behavior of the real exchange rate in the countries of the Maghreb for the period 1990-2018 by the VARP method. The study showed that the best predictor of the forward real exchange rate is their spot rate, and its behavior do not follows a random walk, and their half life adjustment is to 4 years and half.

Key words : forward and spot real exchange rate, Random walk , half life adjustment , econometric study.

JEL Classification Codes : F31, C69, C69 ,C1

¹ **Auteur Correspondant :** Bellahreche AICHA.E-Mail. : toulaicha_bell@yahoo.fr

INTRODUCTION (Revue de littérature) :

La prévision de l'évolution de taux de change réel reste un point faible de l'analyse macroéconomique. Malgré leur cohérence théorique, les modèles macroéconomiques échouent à faire mieux que la marche au hasard. Les anticipations des marchés n'ont aucun pouvoir prédictif.

Depuis le début du siècle dernier, G Cassel (1923) a essayé de définir un taux de change nominal d'équilibre à travers la théorie de la parité de pouvoir d'achat (PPA), théorie aujourd'hui controversée et renouvelée par la théorie du taux de change réel d'équilibre fondamental développé par Williamson (1994), Stein (1995).

Béla Blassa et Paul Samuelson (1964) ont mis en évidence le rôle des écarts de productivité pour expliquer les différences de taux de change réel entre pays de niveau de développement différent.

Dorunboush (1976) et Mussa (1986) soulignent que les facteurs monétaires entraînent des changements dans le taux de change nominal, si les prix sont rigides, une déviation de leur niveau exigé par PPA. Cette rigidité peut se traduire par des mouvements entre le taux de change nominal et réel.

Depuis les années quatre-vingt dix plusieurs modèles ont vu le jour, comme l'approche basée sur le « **Behavioral equilibrium exchange rate** » exposé par Macdonald (1997), Clark et Macdonald (1999) et le « naturel real exchange rate » Natrex par J.Stein (1994).

Ces modèles s'inscrivent dans la continuité des travaux de Nurks (1945) et Artus (1977), ont pour objectif de définir un taux de change réel effectif compatible avec un équilibre interne et externe.

Sorsa (1999) aussi a étudié l'impact de la libéralisation commerciale sur le taux de change réel de l'Algérie pour la période de 1980-1997, La réduction de la protection du commerce conduit, dans son étude, à une dépréciation du taux de change réel.

Rogoff (1996) a calculé le coefficient ρ de la relation de taux de change réel :

$$\Delta \ln q_t = a_0 + \rho \ln q_{t-1} + \sum_{k=1}^p a_k \Delta \ln q_{t-k} + \varepsilon_t$$

et a montré que dans le cas de la parité des pouvoirs d'achat, le coefficient ρ estimé sur des données annuelles est de l'ordre de -0.15, ce qui signifie une demi-vie de l'ordre de 4 ans.

A cet effet, la **problématique** de notre travail et de savoir : quel est le comportement du taux de change réel aux pays du Maghreb et quelle est la période de leur ajustement ?

1. Cadre théorique:

1.1 Définition du taux de change réel :

Il existe en général deux principales théories du taux de change réel :

2.2 Le taux de change réel comme un indicateur de compétitivité :

Le taux de change réel est « le prix relatif des biens intérieurs en termes des biens étrangers ». Peut être calculé comme un ratio des prix exprimés en monnaie nationale ou en monnaie étrangère² :

$$TCR = \frac{S.P^*}{P} \quad (1)$$

l'incertain³

Cotation à

$$TCR = \frac{S.P}{P^*} \quad (2)$$

Cotation au certain⁴

Ou : S : le taux de change nominal

P : Prix des biens et services national

P^* : Prix des biens et services étrangère.

Dans le cadre de notre travail nous utiliserons la cotation à l'incertain, ou une augmentation (diminution) du taux de change réel (TCR) signifie une dépréciation (appréciation) réel de la monnaie nationale.

1.3 Le taux de change réel comme prix relatif des biens non échangeables :

En notant P_E , P_N respectivement le prix des biens échangeables et non échangeables, mesurés en même monnaie, le taux de change réel peut être défini comme le prix relatif des biens échangés en termes des biens non échangés :

$$TCR = \frac{P_E}{P_N} \quad (3)$$

Une dépréciation (appréciations) du taux de change réel revient à une baisse (accroissement) des prix des biens non échangés par rapport à celui des biens échangeables.

² Agnès Bénassy-Quéré.(2014),Economie monétaire internationale.économica, Paris,p 62

³ Cotation à l'incertain : nombre d'unités monétaires nationales par unités étrangère.

⁴ Cotation au certain : nombre d'unités monétaires étrangères par unités national.

1.4 Relation entre les deux notions:

Les deux notions de taux change réel sont ainsi fondamentalement différentes, elles peuvent être reliées l'une à l'autre, mais pas de manière univoque.

Si α représente la part des biens échangeables dans le panier des biens domestique, l'indice des prix domestique s'écrit comme une moyenne géométrique des prix dans les deux secteurs⁵ :

$$P = P_E^\alpha P_N^{1-\alpha} \quad (4)$$

Le prix relatif des biens non échangeables est :

$$N = \frac{P^N}{P^E} \quad (5)$$

De même à l'étranger :

$$P^* = P_E^{*\alpha} P_N^{*1-\alpha} \quad (6)$$

$$N^* = \frac{P_N^*}{P_E^*} \quad (7)$$

En combinant ces équations, on arrive à :

$$\begin{aligned} TCR &= \frac{S.P^*}{P} = \frac{S.(P_N^*)^{1-\alpha} . P_E^{*\alpha}}{(P_N)^{1-\alpha} . P_E^\alpha} \\ TCR &= \frac{S. \left(\frac{P_N^*}{P_E^*}\right)^{1-\alpha} . (P_E^*)^{1-\alpha} . P_E^{*\alpha}}{\left(\frac{P_N}{P_E}\right)^{1-\alpha} . P_E^{1-\alpha} . P_E^\alpha} \\ TCR &= \frac{(N^*)^{1-\alpha} . S.P_E^*}{(N)^{1-\alpha} . P_E} \quad (8) \end{aligned}$$

En supposant que le prix des biens échangeables est le même dans le pays considéré et dans le reste du monde (loi des prix unique)⁶.

⁵Michael Burda, Charles Wyplosz, Macroéconomie, une perspective européenne, traduction de la 3ème édition Anglaise par Jean Haour, de Boeck p 176.

On a alors $SP_E^* = P_E$, de sorte que le taux de change réel dépend uniquement du prix relatif des biens non échangeables :

$$TCR = \left(\frac{N^*}{N} \right)^{1-\alpha} \quad (9)$$

A N^* donnée, une hausse de 1% du prix relatif des biens non échangeables dans le pays considéré ($\frac{dN}{N} = 1\%$) est équivalent à une appréciation du taux de change réel de $(1-\alpha)\%$.

2. Déterminant du taux de change réel :

2.1 Taux d'intérêt réel : selon la théorie de la parité non couverte des taux d'intérêt (PNCTI) :

$$i_t = i_t^* + S_{t,t+1}^a - S_t \quad (10)$$

Où i_t et i_t^* désignent respectivement le taux de rendement nominal des actifs en monnaie nationale et étrangère de l'année t.

$S_{t,t+1}^a$: Le taux de change nominal anticipé en t pour t+1.

S_t : Le taux de change nominal au comptant en t.

Pour exprimer le taux de change en fonction des autres variables, on renverse l'équation (10). On obtient :

$$S_t = S_{t,t+1}^a - (i_t - i_t^*) \quad (11)$$

Si les participants au marché sont rationnels, alors ils connaissent la (PNCTI) et l'utilisent pour faire leurs prévisions :

⁶ la Parité du pouvoir d'achat (PPA) repose sur une égalisation des prix dans chaque secteur de

l'économie, pour chaque bien k, on a : $TCR_k = \frac{S \cdot P_k^*}{P_k} = 1$. Cette égalité des prix dans tous les pays est appelée loi du prix unique

⁷ Dérivé du tcr : $\frac{d tcr}{tcr} = (1-\alpha) \left(d \frac{N^*}{N^*} - d \frac{N}{N} \right)$

$$S_{t\ t+1}^a = S_{t\ t+2}^a - (i_{t\ t+1}^a - i_{t\ t+1}^{*a}) \quad (12)$$

Où $i_{t\ t+1}^a$ désigne le taux d'intérêt anticipé en t pour t+1. On peut alors itérer l'équation (12) vers l'avant et on obtient

$$S_t = S_{t\ t+\infty}^a - \sum_{s=1}^{\infty} (i_{t\ t+s}^a - i_{t\ t+s}^{*a}) - (i_t - i_t^*) \dots \dots \dots (13)$$

Où $S_{t\ t+\infty}^a$ désigne le taux de change anticipé en t pour le long terme.

Une conséquence directe de la PNCTI est que l'écart des taux d'intérêt réel entre deux pays est égal à la variation anticipée du taux de change réel.

$$TCR = \frac{S \cdot P^*}{P}$$

En ajoutant le logarithme de chaque partie on obtient :

$$tcr = S + P^* - P$$

La variation anticipée du taux de change réel s'écrit :

$$\begin{aligned} \Delta tcr &= tcr^a - tcr \\ &= (s^a - s) + (p^{*a} - p^*) - (p^a - p) \\ &= \Delta s^a + \Delta p^{*a} - \Delta p^a \end{aligned} \quad (14)$$

Selon la PNTCI on à :

$$\begin{aligned} i &= i^* + \Delta s^a \\ (i - \Delta p^a) &= (i^* - \Delta p^{*a}) + \Delta s^a + \Delta p^{*a} - \Delta p^a \\ &= (i^* - \Delta p^{*a}) + \Delta tcr^a \end{aligned} \quad (15)$$

En notant r, r^* les taux d'intérêt réel ($r = i - \Delta p^a, r^* = i^* - \Delta p^{*a}$).

On obtient une relation de parité non couverte des taux d'intérêt réel :

$$r = r^* + \Delta tcr^a \quad (16)$$

En suivant les mêmes étapes que dans le cas de la PNCTI, on peut à partir de la relation (15), tirer un modèle du taux de change réel.

$$tcr_t = tcr_{t+\infty}^a - \sum (r_{t+s}^a - r_{t+s}^{*a}) - (r_t - r_t^*) \dots \dots \dots (17)$$

Le taux de change réel à la date t dépend du profil anticipé des taux d'intérêt réels dans les deux pays et du taux de change réel anticipé pour le long terme⁸.

2.2 Parité de pouvoir d'achat (PPP)⁹

Il existe deux versions de parité du pouvoir d'achat :

2.2.1 La version relative : cette version stipule que le taux de change réel est constant :

$$tcr = s + p^* - p \quad (\text{Les variables sont prises en logarithme})$$

A propos de cette version Cassel (1923) écrit : « Lorsque deux monnaie ont été l'objet d'une inflation, le cours multiplie par le quotient du degré d'inflation dans un pays et dans l'autre ». Donc la PPA relative implique que la relation entre le taux et les prix est vérifiée non en niveau mais en variation :

$$S = \Delta p - \Delta p^*$$

La version relative de la PPA n'impose pas la stricte unicité du taux de change réel mais simplement sa stabilité.

2.2.2 La version absolue de la PPA :

Dans cette version absolue, l'hypothèse de PPA fixe la valeur de long terme du taux de change nominal de façon à égaliser les niveaux de prix entre deux pays. Le taux de change réel en niveau TCR défini par l'équation suivante, est ainsi supposé nul à long terme.

$$TCR = S + P^* - P$$

Où P*, P sont les niveaux de prix.

Cette PPA absolue n'est pas généralement vérifiée, même dans le long terme, mais elle a l'avantage de fournir un chiffre directement utilisable qui donne une idée des taux de change qui prévaudraient si les prix s'égalisaient entre les pays, contrairement à la PPA relative, qui ne fixe pas directement de valeur de référence pour le taux de change de long terme.

⁸ Zouheir ABida –Imen Mohamed sghaier. (2001) Afflux de capitaux ,taux de change réel et développement financier : évidence empirique pour les pays du meghreb .Global journal of management and business research volume XI IssueXI version I .USA.

⁹ Laurence_s copland.(2005),Exchange rates and international finance, fourth edition,prentice hall,financial times,p 59

Dans cette version absolue, il est évident que la PPA n'est pas vérifiée pour les pays émergents car les prix sont beaucoup plus faible que dans les pays avancés.

2.3. L'effet Blassa –Samuelson ¹⁰:

Considérons une petite économie composée de deux secteurs : le secteur exposé à la concurrence international (secteur des biens échangeables), note E, représente une part λ du panier de consommation, le secteur abrité (secteur des biens non échangeables) note N, représente une part $1-\lambda$ ($0 < \lambda < 1$). Les deux secteurs produisent à l'aide d'un seul facteur de production : le travail.

La loi du prix unique est supposée vérifier dans le secteur exposé à la concurrence international :

$$SP_E^* = P_E$$

Dans le secteur abrité, la loi du prix unique ne se pas vérifie. On suppose que la productivité du secteur exposé π^E différé entre les deux pays tandis que la productivité du secteur abrité π^N est identique :

$$\pi = \pi^{*N}, \pi^E \neq \pi^{*E}$$

Le salaire nominal est le même dans les deux secteurs d'un même pays. On le note W, W* respectivement dans le pays considéré et à l'étranger. L'égalisation de la productivité au coût réel du travail (condition de maximisation du profit en concurrence parfaite) entraîne :

$$P^N = \frac{W}{\pi^N} \quad \text{avec} \quad W = \pi^E \times P^E$$

$$P^{*N} = \frac{W^*}{\pi^{*N}} \quad \text{avec} \quad W^* = \pi^{*E} \times P^{*E}$$

On obtient alors avec $\pi^N = \pi^{*N}$ et $SP^{*E} = P^E$. Le prix relatif des biens du secteur abrité :

$$\frac{SP^{N*}}{P^N} = S \times \frac{W^*}{\pi^{*N}} \frac{\pi^N}{W} = \frac{SW^*}{W} \quad (\pi^N = \pi^{*N})$$

$$= \frac{S \times \pi^{*E} \times P^{*E}}{\pi^E \times P^E} = \frac{\pi^{*E}}{\pi^E} \quad (S \times P^{*E} = P^E)$$

$$\text{Si : } P = (P^N)^{1-\alpha} \times (P^E)^\alpha \quad P^* = (P^{*N})^{1-\alpha} \times (P^{*E})^\alpha \quad \text{On obtient :}$$

¹⁰ Agnés Bénassy-Quéré.(2014)Economie monétaire internationale.économica, Paris, p 149

$$TCR = \frac{S \cdot P^*}{P}$$

$$TCR = \frac{S \times (P_N^*)^{1-\alpha} \times (P_E^*)^\alpha}{(P_N)^{1-\alpha} \times P_E^\alpha} = \frac{\left(\frac{P_N^*}{P_E^*}\right)^{1-\alpha}}{\left(\frac{P_N}{P_E}\right)^{1-\alpha}} \times \frac{S \cdot P_E^*}{P_E}$$

$$TCR = \left(\frac{P_N^*}{P_N} \times \frac{P_E}{P_E^*}\right)^{1-\alpha} = \left(\frac{\pi_E^*}{\pi_E} \times \frac{P_E}{P_E^* \cdot S}\right)^{1-\alpha}$$

$$TCR = \left(\frac{\pi_E^*}{\pi_E}\right)^{1-\alpha} \quad (18)$$

On voit que le taux de change réel dépend directement de l'écart des niveaux de productivité dans les secteurs exposés. un pays dont la productivité croit plus vite que celle de ses partenaires commerciaux voit son taux de change réel s'apprécier.

3. Les modèles du taux de change réel :

3.1 Le taux de change d'équilibre fondamental (Feer)¹¹ :

Le concept de taux de change d'équilibre fondamental est dû John Williamson (1983), il s'appuie sur la condition de Marshall Lerner. Le TCEF est le taux de change réel qui permet d'atteindre « l'équilibre externe » d'une économie est supposée être au plein emploi (équilibre externe) et le solde courant correspond à des flux de financement soutenables. Le calcul du TCF se fait en trois étapes :

Etape1 : on estime les équations de commerce permettant de relier la balance courante au taux de change réel et au niveau de PIB.

$$b = n \cdot y^* - n \cdot y + n\sigma(tcr) \quad (19)$$

b : La balance courant rapportée

Etape2 : on calcul la balance commercial \hat{b}^c qui sera observée si le PIB était à son niveau potentiel.

$$\hat{b}^c = n \cdot y^* - n \cdot \hat{y} + n\sigma.(tcr) \quad (20)$$

Etape3 : on calcul le taux de change réel \overline{tcr} permettant d'atteindre le cible du balance commercial \overline{b} .

¹¹ Agnés Bénassy-Quéré.(2014)Economie monétaire internationale.économica, Paris, p 153

$$\bar{b} = n.\vartheta_0^* - n.\vartheta_0 + n\sigma.(\overline{tcr}) \quad (21)$$

Ce taux de change réel théorique \overline{tcr} est le TCEF.

$$\begin{aligned} \bar{b} - \vartheta_0^* &= n.\sigma(\overline{tcr} - tcr) \\ \Rightarrow \overline{tcr} &= tcr + \frac{1}{n.\sigma} (\bar{b} - \vartheta_0^*) \end{aligned} \quad (22)$$

On peut alors décomposer l'équation de manière à mettre en évidence la production (y).

$$\begin{aligned} \overline{tcr} &= tcr + \frac{1}{n.\sigma} \{(\bar{b} - b) - (\vartheta_0^* - b)\} \\ \overline{tcr} &= tcr + \frac{1}{n.\sigma} - \frac{1}{\sigma} \{(\bar{y}^* - y^*) + (\vartheta_0^* - y)\} \\ \Rightarrow TCEF - TCR &= \frac{1}{\sigma} (\vartheta_0^* - y) - \frac{1}{\sigma} (\vartheta_0^* - y^*) + \frac{1}{n.\sigma} (\bar{b} - b) \end{aligned}$$

Le désajustement du taux de change a donc deux composantes :

L'écart du cible de solde extérieur à son solde observé.

L'écart de production.

3.2 Le taux de change d'équilibre comportemental (BEER)¹²:

le concept de taux de change d'équilibre comportemental « Behavioural Equilibrium Exchange rate » est dû à Clark et Macdonald (1998). Le taux de change réel d'équilibre comportemental dépend de la position extérieure nette, des chocs sur la balance commerciale (terme de l'échange (téch)) et du rapport des PIB par habitant. La méthode de calcul du BEER consiste à estimer une relation de cointégration entre le taux de change réel, position extérieure nette, termes de l'échange et le rapport de PIB par habitant. En notant (e_t) le résidu de l'équation (23) : puis à définir le BEER comme la prédiction de cette équation :

$$TCR = a_0 + a_1 * pen_t + a_2 * \log\left(\frac{pibh_t}{pibh_t^*}\right) + a_3 * \log téch + e_t \quad (23)$$

$$BEER = a_0 + a_1 * pen_t + a_2 * \log\left(\frac{pibh_t}{pibh_t^*}\right) + a_3 * \log téch_t \quad (24)$$

¹² Antoine bouveret –henri sterdyniak.(2015) ,les modèles de taux de change. équilibre de long terme, dynamique et hystérèses.Revue de l'OFCE .Paris, Avril 2015, p 253

3.3 Le taux de change réel naturel (NATREX) ¹³:

Stein et Allen (1997) ont développé une théorie du taux de change réel naturel : le NATREX. Celui-ci est défini comme le taux de change réel qui assure l'équilibre de la balance des paiements en l'absence de facteurs cyclique (production à son potentiel), de flux de capitaux spéculatifs et de variation de réserves de change. Leur schéma distingue trois horizons de taux de change : le court, le moyen et le long terme¹⁴.

A court terme le taux de change réel dépend des fondamentaux (f), du stock d'actif nets (a) et de facteurs cycliques et spéculatifs de court terme (c). Soit :

$$q_t = q_t(f, a, c)$$

Le NATREX de moyen terme ne dépend que des facteurs fondamentaux et du stock d'actif nets :

$$q_t = q_t(f, a)$$

Dans l'état stationnaire, le NATREX de long terme ne dépend que des fondamentaux :

$$q_t = q_t(f)$$

La dynamique de court-moyen terme du modèle repose sur la convergence du taux de change réel vers sa valeur d'équilibre de moyen terme par l'égalisation des rendements financiers et l'absence de flux de capitaux spéculatifs. A moyen terme, deux variables ne sont pas stabilisées : le stock de capital par tête et la position extérieure nette.

En effet l'investissement continue de gonfler le stock de capital et les déséquilibre courants font varier la position extérieure nette sont, par définition stable.

L'approche du NATREX est dynamique et repose explicitement sur les déterminants de long terme du taux de change réel d'équilibre.

Contrairement que FEER, le NATREX incorpore des effets de stock à travers la dynamique de la position extérieure nette et du stock de capital¹⁵.

4. Etude empirique :

4.1 Equation réduite et choix des variables :

Nous développons un modèle **VARP** « vecteur auto régressif sur les donnée de panel » en déterminant la nature de la relation entre le taux de change réel et une batterie des variables : **ouverture commercial, différentiel de productivité** « effet de blassa- samuelson », **dépense public** et **l'actif étranger net** pour les payés du Maghreb (**Algérie , Maroc , Tunisie ,Libie , Mauritanie**) .

¹³ **Clark P et MacDonald R.**(1998) Exchange rate and economic fundamentals :a methodological comparison of BEER and FEER. IMF working paper 98/00.

¹⁴ **Williamson** .(1983)the real exchange rate système .Institute for international Economics . Washington ,USA.

¹⁵ **Verginie coudert.**(1999) comment définir un taux de change d'équilibre pour les pays émergents.revue de CEPII n°77 ,1^{er} trimestre.

Le modèle VARP à K variable et P retard échelonné noté VARP(P) s'écrit¹⁶ :

$$\begin{aligned}
 y_{it} &= \beta_0^1 + \beta_{11} \sum_{p=1}^N y_{it-p} + \beta_{12} \sum_{p=1}^N x_{1it-p} + \beta_{13} \sum_{p=1}^N x_{2it-p} + \beta_{14} \sum_{p=1}^N x_{3it-p} + \beta_{15} \sum_{p=1}^N x_{4it-p} + u_{1i} + v_{1t} + \varepsilon_{1it} \\
 x_{1it} &= \beta_0^2 + \beta_{21} \sum_{p=1}^N y_{it-p} + \beta_{22} \sum_{p=1}^N x_{1it-p} + \beta_{23} \sum_{p=1}^N x_{2it-p} + \beta_{24} \sum_{p=1}^N x_{3it-p} + \beta_{25} \sum_{p=1}^N x_{4it-p} + u_{2i} + v_{2t} + \varepsilon_{2it} \\
 x_{2it} &= \beta_0^3 + \beta_{31} \sum_{p=1}^N y_{it-p} + \beta_{32} \sum_{p=1}^N x_{1it-p} + \beta_{33} \sum_{p=1}^N x_{2it-p} + \beta_{34} \sum_{p=1}^N x_{3it-p} + \beta_{35} \sum_{p=1}^N x_{4it-p} + u_{3i} + v_{3t} + \varepsilon_{3it} \\
 x_{3it} &= \beta_0^4 + \beta_{41} \sum_{p=1}^N y_{it-p} + \beta_{42} \sum_{p=1}^N x_{1it-p} + \beta_{43} \sum_{p=1}^N x_{2it-p} + \beta_{44} \sum_{p=1}^N x_{3it-p} + \beta_{45} \sum_{p=1}^N x_{4it-p} + u_{4i} + v_{4t} + \varepsilon_{4it} \\
 x_{4it} &= \beta_0^5 + \beta_{51} \sum_{p=1}^N y_{it-p} + \beta_{52} \sum_{p=1}^N x_{1it-p} + \beta_{53} \sum_{p=1}^N x_{2it-p} + \beta_{54} \sum_{p=1}^N x_{3it-p} + \beta_{55} \sum_{p=1}^N x_{4it-p} + u_{5i} + v_{5t} + \varepsilon_{5it}
 \end{aligned}$$

Les variables retenues sont :

Taux de change réel (tcr=y) : on a utilisé sur cette étude la formule suivante du

$$(TCR = \frac{S.P^*}{P})$$

taux de change réel une hausse (diminution) du TCR signifie une dépréciation (appréciation) de la monnaie nationale.

Ouverture commerciale (X2)¹⁷ : une hausse (baisse) de l'ouverture commerciale dépréciée (appréciation) le taux de change réel (voir elbadawi et soto (1997)).

Dépense publique (X3) : une augmentation des dépenses publiques est associée à un choc d'offre négatif, l'effet de cette augmentation sur le taux de change réel dépend en fait de la répartition des dépenses entre biens échangeables et biens non échangeables. une augmentation des dépenses publiques va engendrer une appréciation du taux de change réel.

Actif étranger net (X4) : Un actif étranger net important conduit à une appréciation du taux de change réel, par contre leur effet à long terme s'avère ambiguë.

L'effet de blassa –samuelson(X1) : on a remplacé l'effet de blassa et samuelson par le variable, la part d'individu de pib. blassa et samuelson (1964) ont montrés qu'une productivité élevée est associée à une réduction du cout de production relatif et des prix relatif de ces biens par rapport aux biens non échangeables, entraîne une appréciation du TCR.

¹⁷ $TOUV = \frac{\text{exportation} + \text{importation}}{PIB}$

4.2 Étude de stationnarité:

Les testes de stationnarité ont fournis les résultants suivantes

Tableau(1) :test de stationnarité

| | Testes | Variables Au niveau | | | Déférence première | | | décision |
|----------------------|------------|---------------------|----------|--------|--------------------|----------|----------|------------------------------------|
| | | Mod1 | Mod2 | Mod3 | Mod1 | Mod2 | Mod3 | |
| TCR | Levin, Lin | (0,6309) | (0,5894) | (0,144 | (0,0000) | (0,000) | (0,0000) | Ds18 .Stationnaire d'ordre 1 |
| | , Chu t* | (0,9297) | (0,4714) | 5) | (0,0000) | (0,000) | - | |
| | Im.Pesara | (0,9489) | (0,5558) | - | (0,0000) | (0,000) | (0,0000) | |
| | n- W-stat | (0,0211) | (0,0000) | (0,420 | (0,0000) | (0,000) | (0,0000) | |
| | ADF- | (0,0000) | (0,0000) | 4) | (0,0000) | (0,000) | - | |
| | Fisher.Chi | | | (0,077 | | | | |
| | (2) | | | 4) | | | | |
| PP- | | | - | | | | | |
| Fisher.Chi | | | | | | | | |
| (2) | | | | | | | | |
| Hadri Z- | | | | | | | | |
| stat | | | | | | | | |
| X₁ | Levin, Lin | (0,3660) | (0,8389) | (0,927 | (0,0011) | (0,0335) | (0,0000) | Ds .Stationnaire d'ordre 1 |
| | , Chu t* | (0,8540) | (0,8959) | 0) | (0,0000) | (0,0032) | - | |
| | Im.Pesara | (0,9019) | (0,9399) | - | (0,0012) | (0,0110) | (0,0000) | |
| | n- W-stat | (0,7105) | (0,8451) | (0,981 | (0,0000) | (0,0000) | (0,0000) | |
| | ADF- | (0,0000) | (0,0351) | 6) | (0,0187) | (0,0000) | - | |
| | Fisher.Chi | | | (0,764 | | | | |
| | (2) | | | 5) | | | | |
| PP- | | | - | | | | | |
| Fisher.Chi | | | | | | | | |
| (2) | | | | | | | | |
| Hadri Z- | | | | | | | | |
| stat | | | | | | | | |
| X₂ | Levin, Lin | (0,2632) | (0,0512) | (0,860 | (0,0000) | (0,0000) | (0,0000) | Ds .Stationnaire d'ordre 1 |
| | , Chu t* | (0,6460) | (0,1029) | 6) | (0,0000) | (0,0000) | - | |
| | Im.Pesara | (0,7760) | (0,0954) | - | (0,0000) | (0,0000) | (0,0000) | |
| | n- W-stat | (0,8647) | (0,0632) | (0,988 | (0,0000) | (0,0000) | (0,0000) | |
| | ADF- | (0,0000) | (0,0148) | 5) | (0,1395) | (0,0000) | - | |
| | Fisher.Chi | | | (0,993 | | | | |
| | (2) | | | 5) | | | | |
| PP- | | | - | | | | | |
| Fisher.Chi | | | | | | | | |
| (2) | | | | | | | | |

¹⁸ DS : les processus DS (Differency Stationary) pour les processus non stationnaires Aléatoires.

| | | | | | | | | |
|----------------------|--------------------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|-------------------------------|
| | Hadri Z-stat | | | | | | | |
| X₃ | Levin, Lin, Chu t* | (0.0000) | (0.8992) | (0.6362) | (0.0001) | (0.0313) | (0.0000) | Ds .Stationnaire d'ordre 1 |
| | Im,Pesaran- W-stat | (0.3864) | (0.8798) | - | (0.0001) | (0.0162) | - | |
| | ADF- | (0.5661) | (0.9544) | - | (0.0001) | (0.0013) | (0.0000) | |
| | Fisher.Chi (2) | (0.5393) | (0.9596) | (0.7915) | (0.0000) | (0.0000) | (0.0000) | |
| | PP- | (0,0155) | (0,0001) | (0.7355) | (0,182) | (0,0155) | - | |
| | Fisher.Chi (2) | | | - | | | | |
| | Hadri Z-stat | | | | | | | |
| X₄ | Levin, Lin, Chu t* | (0.3797) | (0.2612) | (0.0324) | (0.0000) | (0.0000) | (0.0000) | Ds .Stationnaire d'ordre 1 |
| | Im,Pesaran- W-stat | (0.4199) | (0.7063) | - | (0.0000) | (0.0000) | - | |
| | ADF- | (0.4994) | (0.8268) | - | (0.0000) | (0.0000) | (0.0000) | |
| | Fisher.Chi (2) | (0.5964) | (0.9215) | (0.0342) | (0.0000) | (0.0000) | (0.0000) | |
| | PP- | (0.3337) | (0.0000) | (0.0535) | (0.0045) | (0.0000) | - | |
| | Fisher.Chi (2) | | | - | | | | |
| | Hadri Z-stat | | | | | | | |

Note : si (p-value) < 0.05 en rejette l'hypothèse nulle

Source : résultats de Eviews 9.0

Les tests de stationnarité permettent de mettre en évidence la stationnarité ou non d'une série chronologique¹⁹. Une étape préliminaire à l'estimation consiste à tester l'ordre d'intégration de nos séries. les résultats présentés au tableau n° 1 montrent que toutes les variables étudiées sont intégrées de la même ordre $I : (1)$. Les séries ; TCR, X1, X2, X3, X4 sont stationnaires en différence première $d(1)$ ²⁰, ce qui confirme la théorie économique qui suppose que la plus part des variables économique sont intégrées d'ordre (1).

¹⁹ Francois-eric-raymond.(2001),théoret.Econométrie,financière « modélisation financière ».Presses de l'université de Québec. p 230.

²⁰ $d(1) = y_{it} - y_{it-1}$

4.3 Teste de cointegration :

Nous avons appliqué le teste de Hadri et Kao présenté ci dessus au tableau n°2, qui nous a confirmé l'inexistence des relations de cointegration entre nos variables.

Tableau (2) : résultat du teste de Hadri et Kao

| Whithin dim | Teste de Pedroni | | | Teste de KAO |
|-----------------|---------------------------|----------------------------|----------------------------|-----------------------|
| | Modèle 3 | Modèle2 | Modèle1 | |
| Statistique V | | 0,560016 | 0,428346 | |
| | -0,24214(0,2877) | (0,2877) | (0,3342) | |
| Statistique RHO | 0,264554 | 0,908357(0,81821) | - | |
| | (0,6042) |) | 2,203557(0,0138) | |
| Statistique PP | - | - | - | |
| | 1,942589(0,0260) | 1,792172(0,0366) | 6,030672(0,0000) | 0,06(0,4751) |
| Statistique ADF | - | - | - | |
| | 0,775129(0,2251) | 0,420170(0,3372) | 0,977560(0,1641) |) |
| between dim | Teste de Pedroni | | | |
| Statistique RHO | | | 0,188867(0,57491) | |
| | 0,704675(0,7595) | 1,227628(0,8902) |) | |
| Statistique PP | | | - | |
| | 3,200959(0,0007) | 3,773486(0,0001) | 3,162116(0,0008) | |
| Statistique ADF | | | - | |
| | 0,229846(0,4091) | 1,015257(0,1550) | 0,859301(0,1951) | |

Source :résultats de Eviews 9.0

4.4 Détermination le nombre de retard :

avant d'estimer le modèle, on a besoin de déterminer le nombre de retard P du modèle VAR(P).

Tableau 3 : le nombre de retard (p)

| Lag | LogL | LR | FPE | AIC | SC | HQ |
|-----|----------|-----------|-----------|------------|------------|------------|
| 0 | 46.23835 | NA | 8.301083 | -2.114787 | -1.901510 | -2.038265 |
| 1 | 212.4452 | 281.2731 | 6.022112 | -9.856165* | -8.076502* | -8.897033* |
| 2 | 238.8361 | 37.89459* | 5.995114 | -9.427492 | -7.081443 | -8.585750 |
| 3 | 269.6549 | 36.35035 | 5.312511* | -9.725890 | -6.313456 | -8.501538 |

Note : Le degré de retard approprié représenté par un astérisque pour les indicateurs AIC et SC .

Source : résultats de Eviews 9.0

Le nombre des retards (p) déterminé par les critères statistiques apparaitront au tableau(3) est d'ordre p=1.

4.6 Estimation du modèle VARP(1) : les résultats des estimations de l'équation du taux de change réel sur les données de panel des pays de Maghreb, obtenus par la méthode VARP(1), donne la relation suivante (les autres équations sont en annexe n°2) :

Modèle :

$$y_{it} = 0.86y_{it-1} - 0.001x_{1it-1} + 0.009x_{2it-1} + 0.09x_{3it-1} + 0.01x_{4it-1} + 5.36 \dots\dots\dots(25)$$

(0.0000)
(0.1202)
(0.7848)
(0.1325)
(0.8464)
(0.1074)

$$R^2 = 0.974 \quad \bar{R}^2 = 0.973 \quad F = 1010 \quad N = 4 \quad T = 28 \quad NT = 132$$

Nous avons trouvés que les coefficients de : l'ouverture commerciale, l'effet de blassa, les dépenses publiques et l'actif net étranger ne sont pas statistiquement significative ((p-value) > 5%), par contre le taux de change réel retardé d'un an, est statistiquement significative ((p-value) < 5%). Les résultats empiriques confirment qu'une augmentation du taux de change réel de l'année passée (t-1) de 1% entraîne une dépréciation de 0.86% du taux de change réel de l'année (t) du pays de Maghreb. suite à ces résultats, le modèle (25) peut s'écrire comme suit :

$$y_{it} = 0.86y_{it-1} + \varepsilon_{it} \dots\dots\dots(26)$$

$$R^2 = 0.974 \quad \bar{R}^2 = 0.973 \quad F = 1010 \quad N = 4 \quad T = 28 \quad NT = 132$$

Ce qui implique que la meilleure prédiction du taux de change réel à terme aux pays du Maghreb c'est le taux de change réel courant.

En observant l'équation numéro (26), on peut dire qu'elle est similaire avec l'équation (26A) du théorème de marché efficace de la parité du pouvoir d'achat « the efficient markets view of purchasing power parity », qui suppose :

$$\Delta S_{t+1}^a = (\Delta P^a - \Delta P^{a*})_{t+1}$$

Et si les anticipations sont rationnelles :

$$\Delta S_{t+1} = \Delta S_{t+1}^a + \varepsilon'_{t+1}$$

$$\Delta P_{t+1} = \Delta P_{t+1}^a + \varepsilon''_{t+1}$$

$$\Delta P_{t+1}^{\bullet} = \Delta P_{t+1}^{a\bullet} + \varepsilon'''_{t+1}$$

$\Delta S_t^a, \Delta P_t^a, \Delta P_t^{a\bullet}$: Taux de change nominal anticipé, variation des prix domestiques et à l'étranger

$\varepsilon, \varepsilon', \varepsilon''$: Variable aléatoire

$$\Delta S_{t+1} + \Delta P_{t+1}^* - \Delta P_{t+1} = \Delta S_{t+1}^a - \Delta P_{T+1}^{a*} + \Delta P_{t+1} + \varepsilon'_{t+1} - \varepsilon''_{t+1} + \varepsilon'''_{t+1}$$

$$\Delta tcr_{t+1} = \Delta tcr_{t+1}^a + \varepsilon_t$$

$$tcr_{t+1} = tcr_t + \varepsilon_t \dots \dots \dots (26A)$$

Ou $\varepsilon_t = \varepsilon_t + \varepsilon'_t - \varepsilon''_t$: terme aléatoire

La différence entre l'équation (26) de notre étude et l'équation (26A) de la théorie du marché efficient de la parité du pouvoir d'achat, est que dans la deuxième (26A) le taux de change réel suit une marche aléatoire.

Dans notre modèle apparaitre en équation (26) , le taux de change réel aux payés du Maghreb ne suit pas une marche aléatoire , si le taux de change réel subitement augmente de 10% et aucun nouveau choc ne survient par la suite , alors cette dépréciation tendra a se résorber au cours du temps . On peut alors calculer la vitesse a laquelle le taux de change réel revient vers sa valeur initiale après un choc .

Supposons que le taux de change réel , subisse un choc ponctuel de 10% a la date (t=0) : $\varepsilon_{i0} = +10\%$, puis $\varepsilon_{it} = 0$ pour (t>0) et $y_{it} = 0$ pour toutes les dates (t<0), on obtient :

$$y_{i0} = 10\%$$

$$y_{i1} = 0,86(10\%)$$

$$y_{i2} = 0,86(0,86 * 10\%) = (0,86)^2 . 10\%$$

A la date T>0, le taux de change réel vaut :

$$y_{iT} = (0,86)^T . (10\%) = (0,86)^T . y_{i0}$$

On voit que y_{iT} diminue quand T augmente et tend vers zéro quand T tend vers l'infini .A long terme (lorsque la loi de parité du pouvoir d'achat est vérifiée , $Y_{it} = 1(\ln Y_{it} = y_{it})$) , on a donc $y_{iT} = y_{i0} = 0$ le taux de change réel revient a son niveau initial . une manière de mesurer la vitesse d'ajustement est calculer la demi-vie de l'ajustement , c'est-à-dire le temps au bout duquel la moitié de la l'ajustement s'est produite .On cherche alors T tel que :

$$(0,86)^T = \frac{1}{2} \quad \text{on obtient :} \quad T = -\frac{\ln(2)}{\ln(0.86)} = 4,6$$

. Ce qui signifie une demi vie de l'ordre de 4,6 ans.

Conclusion :

L'objectif de cet article était d'identifier les déterminants du taux de change réel aux paysés du Maghreb.

Nous avons montré que le différentiel de productivité, dépense public, l'ouverture commerciale et actif net étranger net ne contribuent pas aux variations du taux de change réel. Le déterminant clé, qui explique une grande partie du comportement du taux de change réel de l'année (t) c'est le taux de change réel de l'année (t-1), et son comportement dépend essentiellement de la spécificité économique de chaque paysés.

Nos investigations confirment par ailleurs que le taux de change réel dans les paysés de Maghreb ne suit pas une marche aléatoire, et la meilleur méthode de prédiction de son comportement c'est le taux de change réel des années passées.

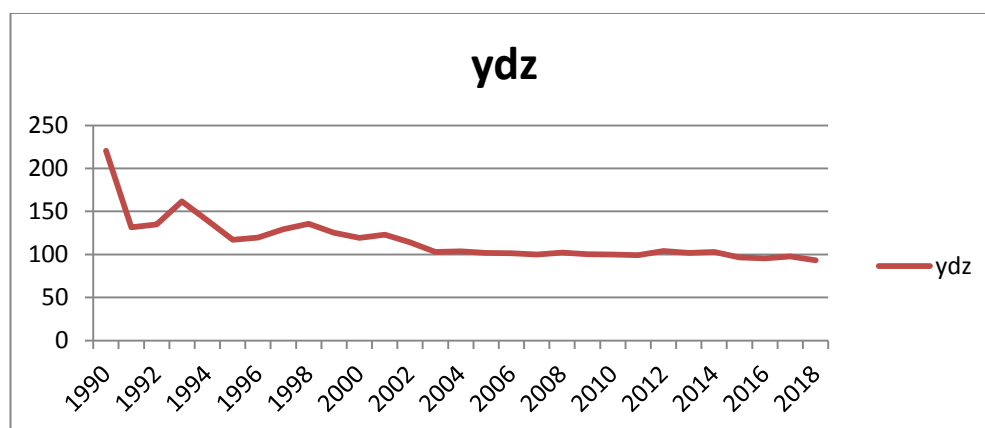
Notre étude montre que la vitesse a laquelle le taux de change réel du paysés de Maghreb revient vers sa valeur d'équilibre après un choc est de l'ordre $-0,14(1-0,14=0,86)$, ce qui signifie une demi-vie de l'ordre de 4 ans et demi.

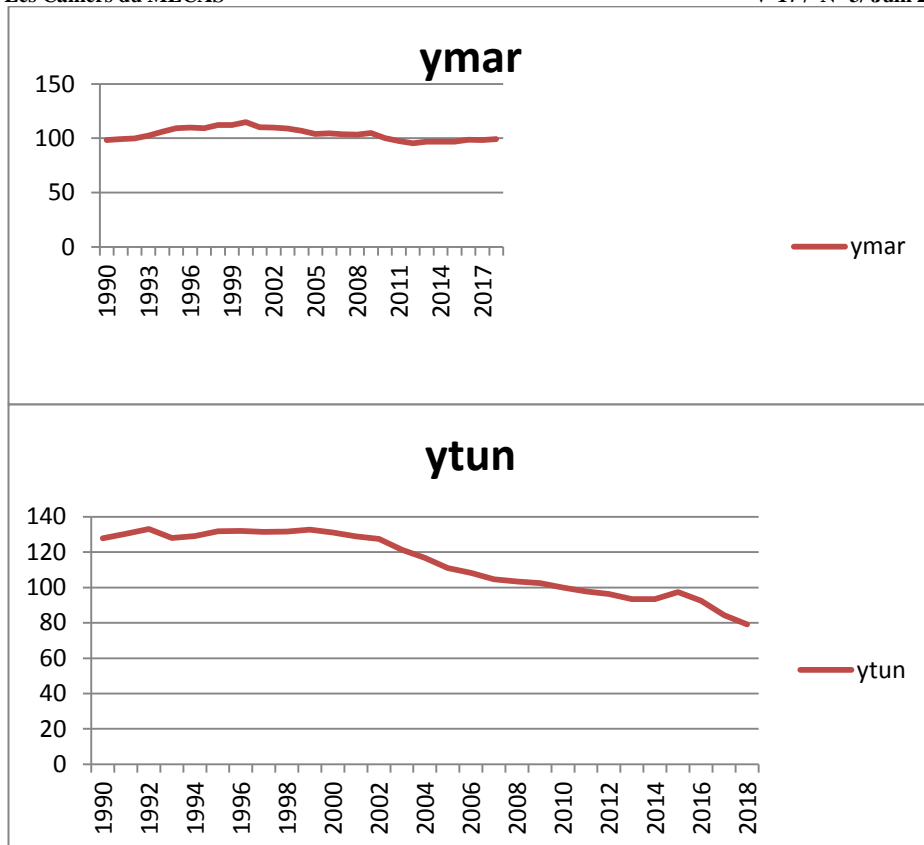
en moyen il faut compter quatre ans et demi pour que la moitié de l'écart entre le taux de change réel et sa valeur d'équilibre de long terme soit comblée. ce qui signifie que si le taux de change est sous-évaluer de 10% une année donnée par rapport a la PPA, il le sera encore de 5% après 4,6 ans.

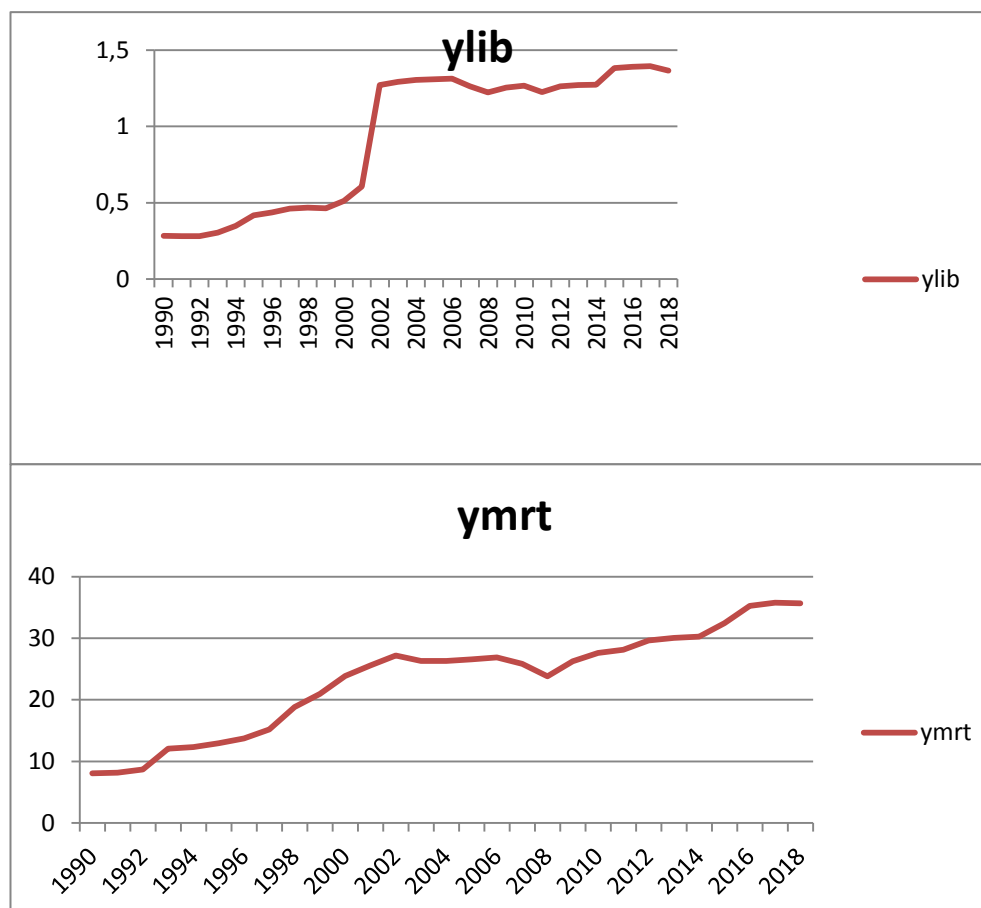
Enfin, le calcul du mésalignement (annexe 5) via le modèle estimé, montre l'évolution du désajustement du TCR dans les pays magrébin au cours de la période 1990-2018.

Annexes

Annexe 1 : évolution des séries du tcr des paysés étudiés

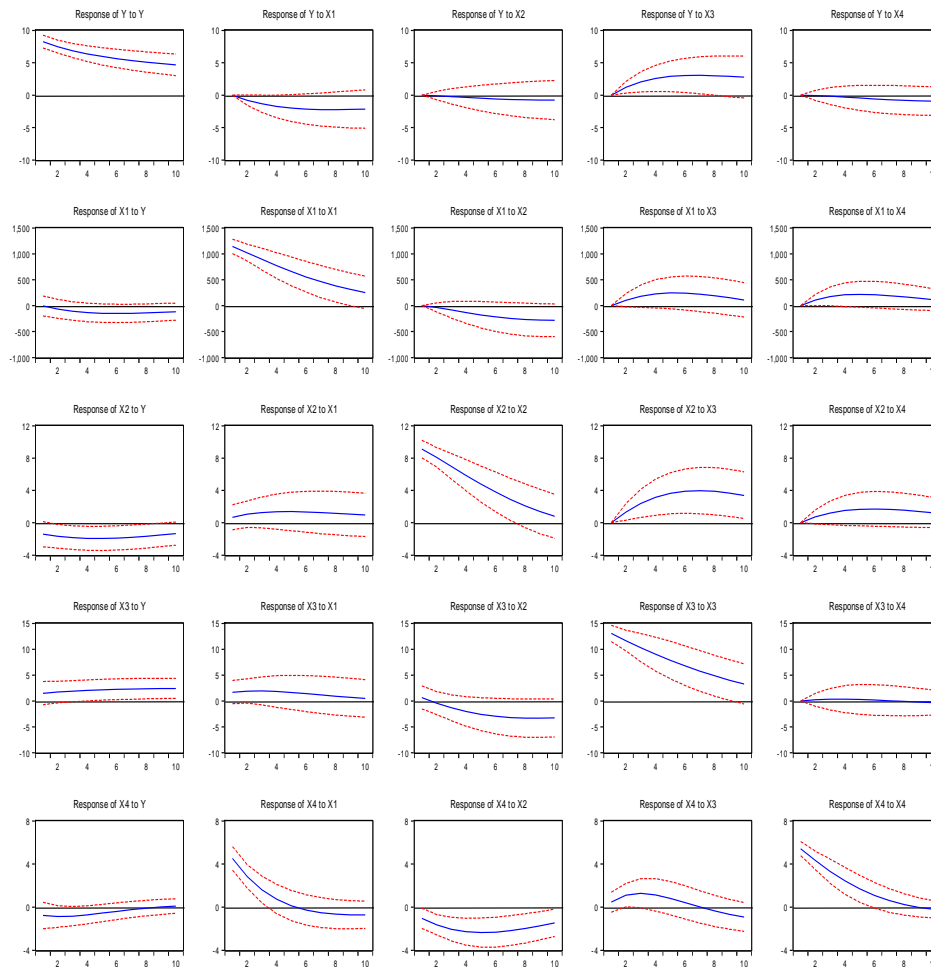




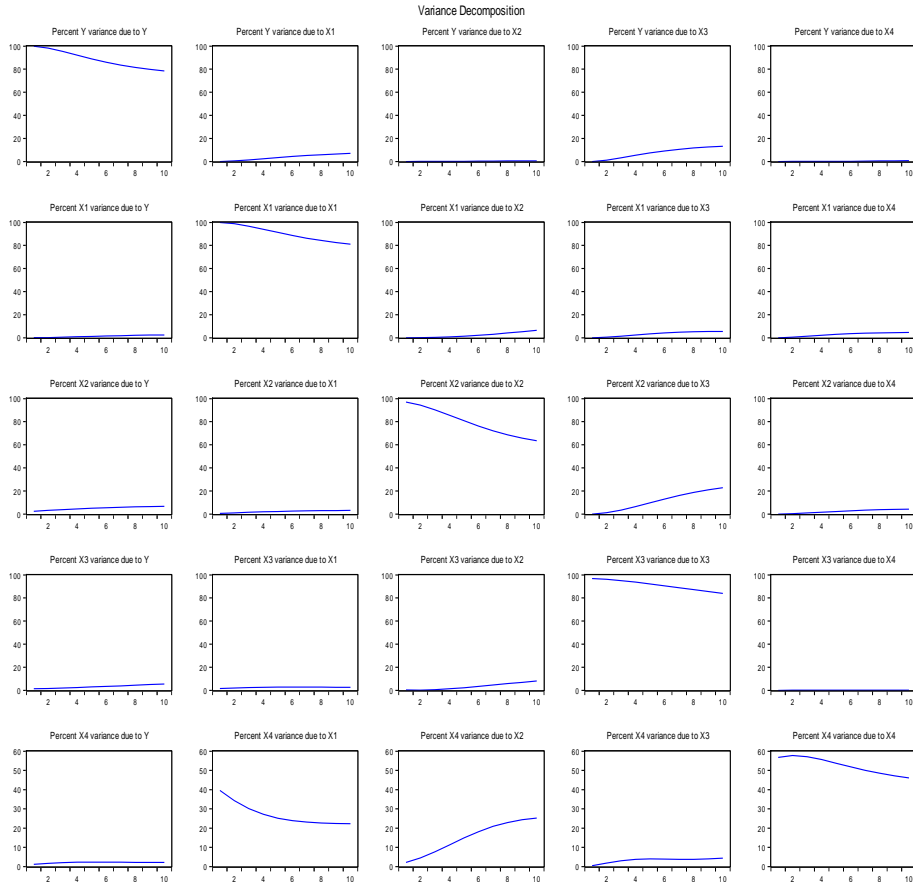


Annexe 3 : la fonction d'impulse réponse

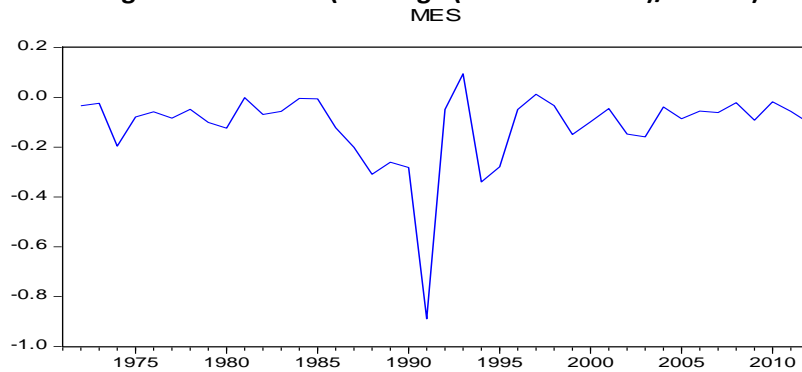
Response to Cholesky One S.D. Innovations ± 2 S.E.



Annexe 4 : décomposition de variance pour modèle VARP



Annexe5: mésalignement du TCR (mésalign = (TCR_{estimé} - TCR) / TCR_{est})



Références :

- Agnés Bénassy-Quéré.**(2014)Economie monétaire internationale.économica, Paris.
- Antoine bouveret –henri sterdyniak.**(2015) ,les modèles de taux de change. équilibre de long terme, dynamique et hystérèses.Revue de l'OFCE .Paris, p 253.
- Clark P et MacDonald R.**(1998), Exchange rate and economic fundamentals :a methodological comparison of BEER and FEER. IMF working paper 98/00.
- Francois-eric-racicot,Raymond-théoret.**(2005),traité d'économétrie financière « modélisation financière ».Presses de l'université de Québec, p 230.
- Halpern L- Wyplosz.**(1996),Real Exchange rates in transition economies.IMF Working Paper n°125.
- Michael Burda, Charles Wyplosz,** Macroéconomie, une perspective européenne, traduction de la 3ème édition Anglaise par jean Haour, de Boeck p 176.
- Régis borubonnais.**(2015),économétrie.Dunod.Paris, p245.
- Roman Duval.**(2001), taux de change réel et effet de Blassa –Samuelson.économie internationale, la revue de SEPII n°85 .
- Verginie coudert.**(1999) comment définir un taux de change d'équilibre pour les pays émergents.revue de CEPII n°77 .
- Williamson .**(1983),the real exchange rate système .Institute for international Economics . Washington , USA.
- Zouheir ABida –Imen Mohamed sghaier.**(2001) Afflux de capitaux ,taux de change réel et développement financier : évidence empirique pour les pays du meghreb .Global journal of management and business research volume XI IssueXI version I .USA.