

Le modèle de l'approche monétaire de la balance des paiements

L'approche monétaire de la balance des paiements est l'une des principales théories de l'ajustement des paiements internationaux. Considérée comme le prolongement de l'équilibre automatique des échanges extérieurs de Hume (1752), Thornton (1802) ; Ricardo (1810,1817) et Stuart Mull(1848), l'approche monétaire de la balance des paiements a été développée par les services du Fond Monétaire International (Polak ,1957) , puis approfondie par Mundell (1968 ,1971) , Dornbush (1973) , Mussa (1974) , Johnson (1975,1976,1977), Frenkel et Johnson (1976)..L'approche de la balance des paiements est un phénomène essentiellement monétaire. Son solde global n'est que le reflet de la situation du marché domestique de la monnaie. Aussi, les variations des réserves internationales, qui servent à mesurer les déséquilibres des paiements, dépendent de l'écart entre l'offre et la demande de monnaie.

Une politique monétaire expansive conduit, ainsi, à un excès de la dépense globale, source de diminution des réserves de change. Ce qui donne lieu à la dépréciation de la monnaie

nationale, pour réajuster les déficits de la balance des paiements. Dans cette section, on étudie deux modèles : un modèle restreint et un modèle élargie (modèle de Edwards)

§2-B-1) un modèle restreint :

§2-B-1-a) Présentation du modèle restreint :

L'approche monétaire de la balance de paiements établit une relation fondamentale entre l'évolution du taux de change et celles de la masse monétaire interne et externe à partir des équations suivantes :

$$s = \frac{P}{P^*} \quad (3.33)$$

$$M_d = KPY \quad (3.34)$$

$$M_d^* = K^* P^* Y^* \quad (3.35)$$

$$M_o = m(c + sR) \quad (3.36)$$

$$M_d = M_o = M \quad (3.37)$$

$$M_d^* = M_o^* = M^*$$

Avec :

P : le niveau des prix domestiques;

P^* : le niveau de prix étranger;

s : le taux de change à l'incertain;

M_d : la demande de la monnaie;

M_o : L'offre de la monnaie;

m : l'inverse de coefficient de réserve;

c : le volume de crédit;

R : le stock de réserve en devises.

L'équation (3.33) décrit le principe de parité de pouvoir d'achat, selon lequel une unité de monnaie nationale doit avoir le même pouvoir d'achat dans l'économie nationale et à l'étranger, compte tenu du cours de change qui prévaut entre le deux pays.

La fonction (3.34) représente une fonction de demande de monnaie définie par la loi quantitative de monnaie de Fisher, dans laquelle M_d dépend du revenu réel Y et de niveau général de prix P . L'équation (3.37) décrit la condition d'équilibre du marché de la monnaie. L'offre de la monnaie M_o a une composante interne, le crédit domestique et une composante externe, les réserves du pays en devise.

La condition d'équilibre de marché monétaire nous permet d'écrire la relation suivante :

$$M_d = m(c + sR)$$

En remplaçant M_d par sa valeur, on obtient :

$$M_d = KPY = m(c + sR)$$

L'adoption de l'hypothèse de la loi de prix unique, permet de formuler la relation suivante :

$$KSP^*Y = m(c + sR) \quad (3.38)$$

De l'équation (3.38) nous déduisons la relation ci-dessous :

$$\frac{KSP^*Y}{m} - c = sR$$

Ceci, nous permet de déduire que l'équilibre extérieur dépend du niveau du crédit intérieur. Tout excédent de l'offre de monnaie par rapport à la demande se traduit automatiquement par un déficit de la balance de paiement. Dans un contexte pareil, deux situations sont examinées :

i) si $M_d < M_s$, la balance de paiement est en déficit, la dévaluation permet d'augmenter les prix. L'effet prix réduit les encaisses monétaires et augmente la demande de la monnaie.

ii) si $M_d > M_s$, un accroissement de stock monétaire par le crédit permet de rétablir l'équilibre.

En dérivant les équations ci-dessus, on aura :

$$\frac{ds}{s} = i - i^* \quad (3.39)$$

$$\frac{dM_d}{M_d} = i \quad \frac{dM_d^*}{M_d^*} = i^*$$

$$\frac{dM_d}{M_d} = \frac{dM_o}{M_o} = \frac{dM}{M} = i \quad (3.40) \quad \text{et} \quad \frac{dM_d^*}{M_d^*} = \frac{dM_o^*}{M_o^*} = \frac{dM^*}{M^*} = i^* \quad (3.41)$$

Avec i et i^* représentant respectivement le taux d'inflation domestique et étranger

En se basant sur les équations (3.40) et (3.41), l'équation (3.39) devient :

$$\frac{ds}{s} = \frac{dM}{M} - \frac{dM^*}{M^*}$$

D'après cette formule, on peut dire que toute modification du taux de change correspond, selon l'approche monétaire de la balance de paiement, à une différence des taux de variation des composantes interne et externe de la masse monétaire.

Ce qui revient à dire que , dans un système de cotation à l'incertain , une augmentation du stock de monnaie domestique, plus forte que celle de la monnaie étrangère, est susceptible d'entraîner la dépréciation de la monnaie nationale pour des niveaux de production Y et Y^* donnée . En revanche, une expansion de la monnaie étrangère, plus rapide que celle de la masse monétaire domestique, conduit à l'appréciation de la monnaie nationale.

Le modèle monétaire de la balance de paiement peut s'écrire sous la forme suivante :

$$\log(TCR) = a \log(CI) + b \log(RE) + c \quad (3.42)$$

Avec :

TCR : le taux de change réel ;

CI : le crédit intérieure;

RE : le réserve internationales;

c : une constante.

On constate dès lors que le modèle de la balance de paiement s'écrit en fonction de crédit intérieur et en fonction des réserves internationales (les avoirs extérieurs).

A- Le crédit intérieur :

Le crédit intérieur comprend les créances nettes sur l'Etat et les crédits à l'économie. Les créances nettes sur l'Etat ou créance sur le trésor public permettent de dégager la position monétaire de l'Etat vis-à-vis du système monétaire. En revanche, les crédits à l'économie

représentent l'encours des crédits octroyé par le système monétaire aux entreprises publiques, aux institutions financières non monétaires et au secteur privé.

Pour mesurer l'impact du crédit intérieur sur les avoirs extérieurs nets, il est judicieux de recourir au coefficient de Polak, qui évalue la perte de devises occasionnée par l'expansion du crédit intérieur. La diminution des réserves enregistrée est d'autant plus importante que l'économie est ouverte sur l'extérieure et faiblement monétarisée.

Le tableau suivant donne une idée de la perte de devises provoquée par un crédit intérieur

Tab.3.24. Exemple illustratif pour calculer la perte de devise.

Degré d'ouverture	Vitesse de circulation de la monnaie	Coefficient de Polak
$H = \frac{M}{PIB}$	$V = \frac{PIB}{M2}$	$P = \frac{H.V}{1 + H.V}$
0.18	5.64	0.50

$P = 0.50$ Signifie qu'un crédit intérieur d'un milliard de dinar algérien entraînerait une perte de devises de l'ordre de 500 millions de dinar algérien, à cause du degré d'ouverture élevé de l'économie algérienne.

B- Les avoirs extérieurs nets

Les avoirs extérieurs nets représentent la différence entre les avoirs en devises des banques commerciales et de la Banque centrale, constitués essentiellement des avoirs déposés au compte d'opération auprès du trésor, d'une part et, les engagements à court terme de ces mêmes institutions, d'autre part. Ils permettent d'apprécier la couverture extérieure de la monnaie d'un pays.

Il existe une relation directe entre le taux de change et les avoirs extérieurs. Une augmentation des avoirs extérieurs conduit à une appréciation de taux de change réel. Tandis qu'une baisse des avoirs extérieurs déprécie le taux de change réel

§2-B-1-b) les donnés statistiques

Les données pour ce modèle sont annuelles et couvrent la période 1970-2005, ces données sont tirées des statistiques financières internationales du FMI.

Le taux de change réel est défini mathématiquement comme suit :

$$TCR = \frac{TCN}{PPA}$$

Pour notre application empirique les variables explicatives sont présentées de deux façons : d'une manière brute et d'une manière déflatée.

Deux équations (3.43) et (3.44) sont étudiées selon la définition des variables explicatives.

$$\log(TCR) = a \log(CRINT) + b \log(RESINT) + c \quad (3.43)$$

$$\log(TCR) = \alpha_1 \log\left(\frac{CRINT}{INF}\right) + \beta_1 \log\left(\frac{RESINT}{INF}\right) + \gamma_1 \quad (3.44)$$

On pose :

$$CRINT^* = \frac{CRINT}{INF}$$

$$RESINT^* = \frac{RESINT}{INF}$$

L'équation (3.45) peut s'écrire sous la forme ci-après :

$$\log(TCR) = \alpha_1 \log(CRINT^*) + \beta_1 \log(RESINT^*) + \gamma_1$$

L'évolution de ces variables est donnée par les graphes ci-dessous:

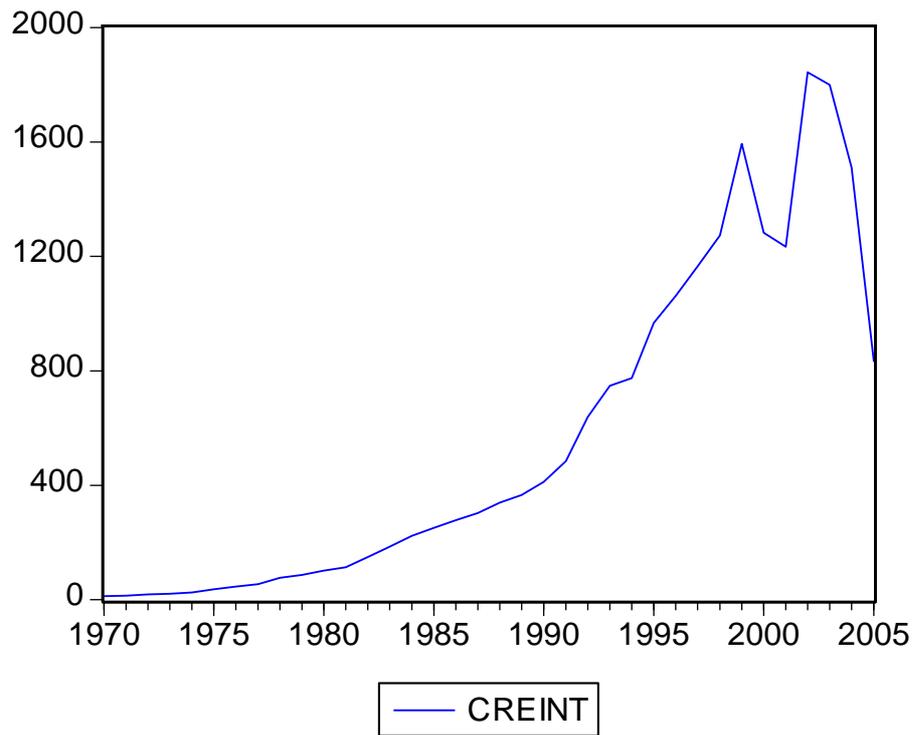


Fig.3.12. l'évolution de crédit intérieur de 1970 à 2005.

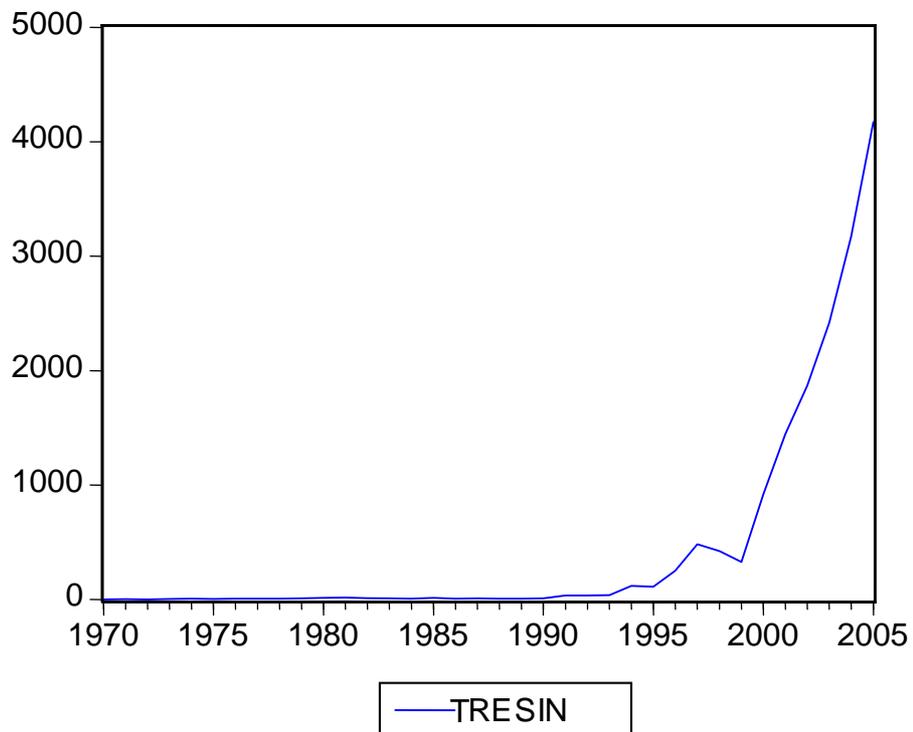


Fig.3.13. Evolution de réserve internationale de 1970 à 2005.

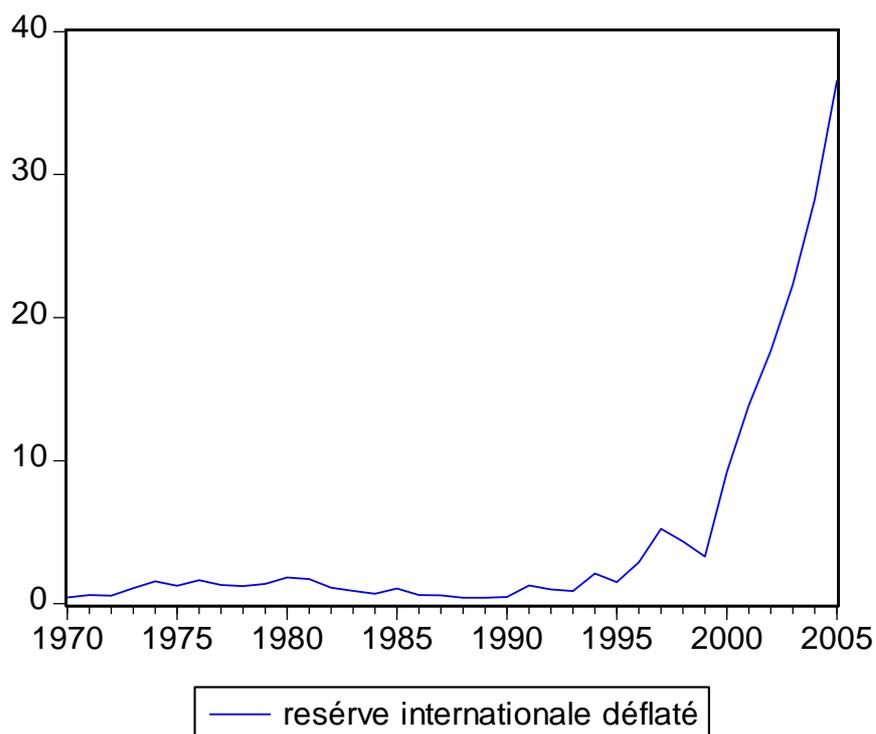


Fig.3.14. Evolution de réserve internationale déflatée de 1970 à 2005.

On remarque qu'à partir de la figure 3.13 du crédit intérieur, une croissance lente de crédit (accroissement négatif) entre la période 1970-1980 puis une croissance de crédit plus accéléré que la période précédente entre 1980-1990. Cette croissance peut être justifiée par l'augmentation des coûts du programme de développement. Dans la mesure où ces programmes consomment plus de financement d'une année à l'autre.

Par contre entre 1990 et 2000, on remarque une décroissance de la courbe de crédit intérieur. Cette période est caractérisée par une dévaluation durant les années suivantes : 1991, 1994 et 1996, en raison de l'application du programme d'ajustement structurel durant la période 1994-1998.

On observe, par ailleurs une croissance de la courbe de crédit à partir de 2000 jusqu'à 2005. Ceci est dû au programme de relance économique initié par le gouvernement.

Concernant la courbe de réserve internationale, on remarque deux phases. Une première phase où la courbe est constante (1970-2000) puis une seconde phase où la courbe croît (à partir de 2000). Etant donné que l'Algérie est un pays exportateur de pétrole et la recette pétrolière représente presque 98% de ses recettes totales, il est clair que ses avoirs extérieurs (réserve

internationale) sont fortement liés aux prix de pétrole. Ce dernier a été augmenté d'une façon considérable à partir de 2000

§2-B-1-c) Etude de la stationnarité

Pour tester la stationnarité de la série, on applique le test de Dickey-Fuller augmenté. En ce qui concerne, la détermination du nombre de retard, on utilise le critère de BIC.

Tab.3.25. Test de Dickey-Fuller augmenté.

Variables	Nombre de retard	ADF	Ordre d'intégration
$\log TCR$	0	-2,32	I(1)
$d \log TCR$	0	-5,32	I(0)
$\log(CRINT)$	0	-3,24	I(0)
$\log(RESINT)$	0	0,98	I(1)
$d \log(RESINT)$	0	-5,78	I(0)
$\log(CRINT^*)$	1	-0,70	I(1)
$d \log(CRINT^*)$	0	-8,10	I(0)
$\log(RESINT^*)$	1	1,11	I(1)
$d \log(RESINT^*)$	0	-8,03	I(0)

La valeur critique de ADF pour un seuil de signification de 10 % est de -2,61

La lecture du tableau 3.25 permet de faire deux remarques :

- i) le taux de change réel et les variables explicatives déflatées du modèle (3.44) ont le même ordre d'intégration, ce qui nous conduit à vérifier s'il existe une relation de long terme entre ces variables. D'où il s'agit de voir s'il y a une possibilité d'appliquer le modèle (3.44)
- ii) le taux de change réel et les variables explicatives du modèle (3.43) n'ont pas le même ordre d'intégration. Dans cette situation, le taux de change réel et la réserve internationale sont intégrés d'ordre 1 mais le crédit intérieur est intégré d'ordre zéro. Ce résultat nous permet de conclure

qu'on ne peut pas appliquer la méthode de cointégration. Car, cette méthode nécessite que les variables soient de même ordre. Cette condition nous conduit à éliminer la variable crédit intérieur du modèle (3.43). Ceci étant, il est nécessaire de vérifier aussi s'il existe une relation de cointégration entre le taux de change et le réserve internationale. Ce qui nous permet de voir s'il y a possibilité d'appliquer le modèle (3.43) sans la variable crédit intérieur.

§2-B-1-d) Test de cointégration

Tout d'abord, on va étudier l'existence d'une relation de long terme entre la variable taux de change et la réserve internationale, en utilisant le test de Johansen.

Tab.3.26. Test de cointégration de Johansen.

Valeurs propres	Likelihood ratio (trace statistique)	Valeur critique 5 %	Hypothèse sur le nombre de EC
0,42	18,01	15,41	aucune
0,03	0,81	3,76	Au moins un

Le test de la Trace indique qu'il existe une relation de cointégration entre les deux variables avec un seuil de signification de 5 %.

Après avoir confirmé l'existence d'une relation de long terme entre le taux de change réel et la réserve internationale, nous entamons maintenant l'estimation du paramètre de modèle (3.43) sans la variable crédit ($LTCR = c + bL(RESINT)$), en utilisant la méthode de ECM.

$$LTCR = 0,26 + 0,11L(RESINT)$$

$$(2,39) \quad (4,91)$$

En se basant sur le test de Student, nous pouvons dire que les coefficients de paramètre estimé du modèle précédent sont significatif ($t^c = 2,39 > t' = 2$) pour la constante et ($t^c = 4,91 > t' = 2$) pour la pente.

On remarque à partir du tableau de ECM ¹¹ que le coefficient de la force de rappel est statistiquement significatif, avec un signe négatif et différent de zéro:

$$t_{cal} = |-3,65| > 2 = t_{tab}$$

Cela nous indique que le taux de change réel converge à long terme vers le point d'équilibre, avec une vitesse de convergence de 0,43.

Ceci nous amène à conclure que le signe de paramètre de modèle est conforme à la théorie économique ($b > 0$). D'où nous pouvons faire l'interprétation suivante :

Une augmentation de réserve internationale d'une unité va entraîner une appréciation de taux de change de 11%.

Dans le paragraphe précédent, nous avons conclu qu'il n'existe pas de relation de long terme entre le taux de change réel et les réserve international et le crédit. Afin de parvenir à une telle relation, nous avons modifié les variables explicatives. Autrement dit, on a déflaté les variables. A cet effet nous appliquons le modèle (3.44).

On commence tout d'abord à étudier l'existence d'une relation de long terme entre le taux de change réel et les variables explicatives déflatées (réserve internationale et le crédit intérieur) par le test de Johansen.

Tab.3.27. Test de cointégration de Johansen.

Valeurs propres	Likelihood ratio (trace statistique)	Valeur critique	Hypothèse sur le nombre de EC
0,56	35,68	29,68	aucune
0,28	9,98	15,41	Au moins un
0,0005	0,01	3,76	Au moins deux

La première ligne du tableau 3.27 de test de la Trace, dans laquelle figure la plus grande valeur propre (0,56), fournit un test de H_0 « il y a au plus zéro relation de cointégration » contre

¹¹ Voir annexe F

D'après le tableau 3.28, nous constatons que les coefficients du modèle sont statistiquement non significatifs, sauf pour la constante. Compte tenu de cette analyse statistique, nous rejetons le modèle (3.44).

Nous définissons le taux de change réel autrement et nous essaierons de trouver une relation de long terme entre les variables. Si cette relation se vérifie, nous entamons l'étape de l'estimation de coefficient de l'équation suivante :

$$LITCR = \alpha_1 \log(CRINT^*) + \beta_1 \log(RESINT^*) + \gamma_1 \quad (3.45)$$

Avec :

$$ITCR = ITCN * \frac{IPC}{IPC^*}$$

ITCR ,ITCN ,IPC et IPC* représentent respectivement l'indice de taux de change réel, l'indice de taux de change nominal, l'indice de prix à la consommation domestique et étranger(les Etats-Unis).

Le test de Johansen, nous confirme qu'il existe une relation de long terme entre le taux de change réel et les variables explicatives déflatées (réserve internationale et le crédit intérieur) :

Tab.3.29. Test de cointégration de Johansen.

Valeurs propres	Likelihood ratio (trace statistique)	Valeur critique	Hypothèse sur le nombre de EC
0,51	31,79	29,68	Aucune
0,19	9,46	15,41	Au moins un
0,08	2,66	3,76	Au moins deux

La première ligne du tableau 3.29 de test de la Trace, dans laquelle figure la plus grande valeur propre (0,51), nous indique que la valeur calculée est supérieure à la valeur tabulée (31,79 > 29,68).. Cela nous permet d'accepter l'hypothèse H₁, c'est-à-dire l'existence de la relation de long terme entre les variables.

Nous entamons maintenant l'étape de l'estimation des paramètres de l'équation (3.46) par la méthode ECM. Pour cela, nous formulons la relation de la manière suivante:

Suite à cette estimation et en se basant sur le test de Student, nous pouvons dire que les coefficients sont statistiquement non significatifs: en comparant les valeurs de Student calculées qui se trouvent au dessous des coefficients de l'équation (3.48) avec la valeur critique de Student 2, nous constatons que ces valeurs calculées est inférieur à la valeur tabulé .

Malgré la non significativité statistique des paramètres de l'équation, nous retenons ce modèle pour deux raisons:

- i) il est compatible avec la théorie économique.
- ii) la faible probabilité de la non significativité des paramètres

D'après le tableau de ECM ¹³, nous constatons que le coefficient de la force rappel est non significatif ($|t_{cal} = -1,56| < 1,96 = t_{tab}$), avec un signe négatif. Cela nous indique que le taux de change réel converge à long terme vers le point d'équilibre, avec une vitesse de convergence de 0,14. Alors que la durée de convergence vers le point d'équilibre est de 20 ans, pour un choc $\beta = 5\%$. Ce même tableau de ECM, nous montre que la relation de court terme entre ces variables n'existe pas.

Selon la théorie économique, il existe une relation directe entre le taux de change et les avoirs extérieurs. Ce qui veut dire qu'une augmentation des avoirs extérieurs conduit à une appréciation de taux de change réel; tandis qu'une baisse des avoirs extérieurs déprécie le taux de change réel. D'où, il existe une relation inverse entre le taux de change réel et le crédit intérieur. Donc, une augmentation des crédits intérieurs entraîne une dépréciation du taux de change, tandis qu'une baisse des crédits intérieurs apprécie le taux de change.

Dans notre cas, nous pouvons, par voie de conséquence, interpréter notre résultat de la façon suivante:

- i) une augmentation d'une unité de réserve international entraîne une appréciation d'environ 7 % du taux de change
- ii) une augmentation d'une unité de crédit intérieur conduit à une dépréciation de 6 % de ce taux.

Le coefficient de détermination indique qu'à long terme, les deux variables explicatives (les avoirs extérieurs et les crédits intérieurs) du modèle expliquent à 82 % la trajectoire du taux de change réel.

¹³ Voir annexe

§2-B-2) Un modèle élargi (modèle de Edwards) :

Notre modèle est inspiré de travaux d'Edwards sur les pays en développement. Avant de présenter le modèle, il est nécessaire de donner un résumé sur ces travaux et de leurs résultats.

Les études d'Edwards (1989) montrent que l'évolution de taux de change effectif réel est étroitement liée aux politiques macroéconomiques mises en place par les gouvernements ainsi que leur environnement économique international. L'auteur, qui insiste sur la nécessité de bien cerner les variables économiques en interaction avec le taux de change, a développé un modèle théorique sur le mouvement de taux de change réel. Ceci lui a permis de concevoir une équation empirique permettant d'estimer la dynamique des taux de change réel.

D'après Edwards, le taux de change d'équilibre de long terme est affecté uniquement par des variables réelles qui sont classées en deux catégories : les variables structurelles ou fondamentales externes et les variables fondamentales internes. Les fondamentaux externes recouvrent les prix mondiaux (terme de l'échange), le flux de capitaux (dette extérieure), le taux d'intérêt mondiale. Les fondamentaux internes sont des variables dépendant de la politique gouvernementale, telle que: le déficit budgétaire, les taxes à l'importation, les quotas à l'importation et le contrôle de change notamment.

Les fondamentaux importants qui déterminent le taux de change réel sont les termes de l'échange, le niveau et la composition de la consommation du gouvernement, le contrôle des flux de capitaux, les contrôles de changes commerciaux, le progrès technique et l'accumulation de capital.

Edwards (1989) a testé empiriquement son modèle, en l'appliquant à 12 pays en développement. Son objectif a été d'analyser l'importance relative des variables réelles et nominales dans le processus de détermination de taux de change réel à court et à long terme.

Son étude a montré qu'à court terme, les mouvements de taux de change réel sont affectés à la fois par des facteurs réels et par des facteurs nominaux. Cependant, à long terme, seuls les facteurs réels ont une incidence sur le taux de change réel d'équilibre.

De plus, Edwards a pu déduire qu'il existe une liaison entre le désalignement des taux de change et les performances macroéconomiques. Ce qui l'amène à considérer que les pays, qui maintiennent leurs taux de change réel au plus près de leur taux de change réel d'équilibre, sont plus performants que ceux qui enregistrent des désalignements de leurs taux de change.

Les travaux d'Edwards ont inspiré un grand nombre de travaux non seulement sur les déterminants de taux de change réel, mais aussi sur les problèmes relatifs au désalignement. Nous

citons, comme exemple, les travaux de Cottani et al. (1990) relatifs à certaines régions de l'Amérique Latine et de l'Asie.

§2-B-2-a) Présentation de modèle

Le taux de change réel est défini comme étant le rapport entre les prix de bien non échangeable et le prix de bien échangeable, qui permet d'atteindre simultanément l'équilibre interne et l'équilibre externe. D'une manière générale, le taux de change réel peut être formulé de la manière suivante :

$$TCER = \frac{P_{ne}}{sP_e} \quad (3.49)$$

Avec s représentant le taux de change nominal, P_e le prix de bien échangeable et P_{ne} le prix de bien non échangeable.

D'après l'équation (3.49), on peut dire que le TCER est une variable endogène au système. Il s'en suit qu'une augmentation de TCER, induite par une pression à la hausse de prix des biens non échangeables, indique une perte de compétitivité internationale, véhiculant ainsi une appréciation de taux de change réel.

Le taux de change réel d'équilibre est le taux de change qui réalise l'équilibre interne et externe simultanément. A partir de là, il devient utile de définir l'équilibre interne et l'équilibre externe.

L'équilibre interne est défini comme étant le niveau d'activité le plus élevé, compatible avec un niveau d'inflation souhaité par le gouvernement. Mathématiquement l'équilibre interne peut être défini par la fonction de la croissance économique suivante :

$$CROISSANCE = CROISSANCE(TDE, CGOUV, MM, TCER, \dots)$$

Avec TDE, CGOUV, MM, TCER représentant respectivement: le terme de l'échange; les dépenses gouvernementales; la masse monétaire et le taux de change réel.

Il existe une relation directe entre la croissance et le terme de l'échange, dans la mesure où une amélioration de TDE conduit à une augmentation de PIB et une augmentation des dépenses gouvernementales (CGOUV) entraîne une amélioration de PIB. En ce qui concerne la masse monétaire (MM), son effet est positif ou neutre. Son impact est positif, dès l'instant où la masse monétaire est correctement anticipée. Cette masse monétaire ne modifie pas la croissance, si elle

est totalement utilisée. Le taux de change réel (TCER) produit par ailleurs deux effets différenciés sur la croissance en cas de dévaluation: Dans le cas de sous utilisation de capacité de production, la production est stimulée. Tandis qu'en cas de pleine utilisation des capacités de production, l'augmentation des prix est proportionnelle à la dévaluation engendrée. Ce qui laisse le taux de change réel et l'offre globale constants.

L'équilibre externe peut être défini comme étant le niveau minimum de déficit du compte courant soutenable, qui permet d'éviter des crises de balance des paiements. Selon Baffes et al.(1999), l'équilibre externe est définie par le solde de la balance de paiement (SBP) suivant :

$$SBP = Y_T - G_T - \alpha C + AIDE - rAEN$$

Où SBP est le solde de la balance de paiement représenté par la variation des avoirs extérieurs nets. Y_T est la production de bien domestique des biens échangeables. G_T est les dépenses gouvernementales en biens échangés. $AIDE$ représente le flux d'aide au développement; αC la consommation et $rAEN$ le service de la dette extérieure.

Ce qui nous permet de définir l'équilibre externe, par le solde de la balance commerciale (SBCOM) :

$$SBCOM = PD - CO$$

Où PD représente la production domestique des biens échangeables et CO, la consommation de ces mêmes biens.

Cet équilibre externe peut être défini, aussi, par le solde de la balance courante (SBC) par l'expression suivante:

$$SBC = SBC(TCER, TDE, DEFICIT, CGOUV, CIN, CROISSANCE, CONTROLCAP, CONTROLTEC) \quad (3.50)$$

Où les variables suivantes DEFICIT, CONTROLCAP, CIN et CONTROLTEC représentent respectivement: le déficit budgétaire de l'Etat; contrôle de capitaux; le crédit intérieur et le contrôle des échanges.

D'après l'équation (3.50), les variables qui se trouvent entre parenthèse peuvent être considérées comme étant les variables fondamentales de l'équilibre externe.

Il existe en outre une relation inverse entre le TCER et le SBC. Ceci est dû au fait qu'une appréciation de taux de change réel reflète l'augmentation des coûts de la production intérieure des biens non échangeables par rapport aux biens échangeable. Ce qui conduit à une détérioration de la balance courante.

Par ailleurs, une relation directe lie le solde de la balance courante au terme de l'échange, étant donné qu'un accroissement du terme de l'échange améliore la solde du compte courant.

Le déficit budgétaire de l'Etat quant à lui influence la balance courante, à travers son incidence sur l'épargne, l'investissement et la croissance. Aussi la dépense gouvernementale aggrave la position du compte courant, par le biais des achats de biens importés par le secteur public.

En ce qui concerne le crédit intérieur, son augmentation conduit les agents économiques, y compris l'Etat, à dépenser un peu plus par rapport à leur revenu. Ce qui pousse à une détérioration du solde de compte courant.

L'amélioration de la croissance économique du pays, mesurer par le taux de croissance de PIB réel, à un impact plus au moins négatif, sur la balance courante, selon que les chocs sur la demande dominant ou les chocs sur l'offre. Si la variation relative de taux de croissance est liée au choc sur l'offre et que la production augmente plus que la demande, alors son impact est positif sur la balance courante.

La relation entre le solde de la balance courante et le contrôle des échanges est positive, parce qu'un renforcement du contrôle des échanges augmente la demande de biens non échangeables par rapport au bien échangeable, conduisant ainsi à une amélioration de solde de la balance courante.

Une relation directe existe entre le solde de la balance courante et le contrôle des capitaux, dans la même où un accroissement du contrôle des capitaux réduit l'entrée de capitaux et les dépenses en biens importés et en biens non échangeables. Cette séduction induit une amélioration du solde de la balance courante.

Si nous introduisons dans la formule de solde de la balance courante (SBC) la masse monétaire (MM) et les avoirs extérieurs nets (AEN), nous pouvons réécrire le solde de la balance de paiement comme suit :

$$SBP = SBP (TCER, TDE, DEFICIT, CGOUV, CIN, CROISSANCE, MM, AEN)$$

A partir de cela, Il est très intéressant de voir la relation qui existe entre ces deux variables avec ce solde

i) la relation entre la masse monétaire et le SBP: cette relation n'est pas connue avec précision. Lorsque il y a une création monétaire c'est-à-dire l'offre de la monnaie augmente, les encaissements réelles augmentent et les agents économiques se sentent plus riches, par conséquent, ils vont

dépenser plus que leur revenu ne le permet qui se traduit par une détérioration de la balance des paiements.

ii) la relation entre le niveau d'avoir extérieure et le SBP: il existe une relation positive entre le niveau d'avoir extérieur et solde de la balance des paiements.

D'après l'analyse de l'équilibre interne et de l'équilibre externe, nous déduisons que le taux de change réel d'équilibre se définit graphiquement par le point d'intersection de la courbe de l'équilibre interne avec la courbe de l'équilibre externe.

Selon les études empiriques qui ont été appliqués aux pays en voie de développement et en se basant sur l'analyse de l'équilibre interne et externe ci-dessus, nous pouvons ressortir les fondamentaux qui déterminent le taux de change d'équilibre. Ces fondamentaux sont subdivisés en deux :

i) les fondamentaux externes qui se composent des variables suivantes :

- les termes de l'échange (TDE)
- les dettes extérieures
- les avoirs extérieurs nets
- le contrôle de capitaux
- le contrôle des échanges
- les flux des aides publics au développement (AIDE).

ii) les fondamentaux internes qui comprennent :

- les comportements de gouvernement
- le progrès techniques
- les dépenses d'investissement
- la masse monétaire

Ceci étant, l'expression du taux de change réel d'équilibre peut être obtenue, en combinant les deux équations de l'équilibre interne et externe :

$$TCER = TCER(G_N, G_T, AIDE, rw, \dots) \quad (3.51)$$

Où rw représente le taux d'intérêt mondiale, G_N , la dépense de biens non échangeables et G_T , la dépense de biens échangeables.

En se basant sur l'équation (3.51) et sur les fondamentaux internes et externe, nous pouvons délimiter les principales variables fondamentales, qui influencent d'une façon directe et / ou indirecte le taux de change d'équilibres grâce à la formule suivante :

$$TCER = TCER(TDE, CONTROLCOM, INVEST, PROGTECH, AEN, CGOUV, CONTROLCAP) \quad (4.52)$$

Compte tenu de cette formulation, il peut être constaté que:

i) – pour les termes de l'échange (TDE) : Toutes choses étant égales par ailleurs, les chocs sur le TDE influencent le taux de change d'équilibre à travers les prix relatifs des biens non échangeables par rapport aux biens échangeables. Les termes de l'échange peuvent être définie comme étant le prix relatif des exportations par rapport aux prix des importations. Mathématiquement, ceci s'exprime comme suit :

$$TDE = \frac{\text{valeur des exportations}}{\text{valeur des importations}}$$

L'effet des variations des termes de l'échange sur le taux de change réel, sur le plan théorique est ambigu. Cette ambiguïté est le résultat de deux effets :

Un effet direct sur le revenu, qui s'opère à travers la demande de biens non échangeables. Cet impact direct domine l'effet indirect de substitution, qui intervient à travers la production des biens non échangeables.

Pour illustrer cet effet, nous supposons une hausse des prix à l'export, et des prix demeurant constants à l'import. Cette supposition conduit à une amélioration de terme de l'échange. Cette dernière se traduit par une augmentation de revenu de l'Etat, et favorise la réduction du déficit budgétaire du pays considéré dont les prix des exportations sont élevés.

Par conséquent, l'augmentation du revenu accroît la demande de tous biens, des biens importés et des biens non échangeables. Par hypothèse, cette demande de biens plus élevée n'affectera pas le prix des importations qui sont supposés fixes.

En revanche, le prix de biens non échangeables augmente compte tenu de la hausse de la demande, et se traduit par une appréciation réelle de taux de change. D'autre part, l'augmentation des prix des exportations entraîne une entrée de devises. Ce flux positif de devise conduit à l'amélioration de la balance courante. Cette amélioration se traduit par une appréciation du taux de change réel.

Une détérioration des termes de l'échange provoque un effet opposé : la réduction des revenus interne. La baisse de la demande de tous les biens importés et biens non échangeables se traduit par une dépréciation du taux de change réel.

L'effet indirect de substitution peut être supérieur à l'effet direct sur le revenu. Cette incidence génère des résultats opposés à ceux décrit ci-dessus. Une amélioration des termes de l'échange fournit suffisamment de ressources en devises aux producteurs de biens non échangeables, pour leur permettre d'accroître leur production et, par, conséquent de baisser leurs prix. Dans ce cas, l'amélioration des termes de l'échange est à l'origine d'une dépréciation de taux de change réel.

La détérioration des termes de l'échange induit une réduction de la production de bien non échangeables et contribue, aussi, à la réduction des biens échangeables. Ceci est due à l'insuffisance de devises, qui entraîne l'indisponibilité des inputs pour produire les biens non échangeables et les biens échangeables. Cette réduction de production des biens échangeables génère l'augmentation des prix des biens non échangeable. Ce qui se traduit par une appréciation de taux de change réel.

ii) – en matière de la politique commerciale (CONTROLCOM); celle-ci se traduit par la libéralisation des échanges, à travers un relâchement des restrictions aux échanges. L'effet de cette politique commerciale sur le taux de change se manifeste de la façon suivante :

* Une réduction de taxe à l'importation peut réduire le prix domestique des importations induisant une appréciation de taux de change réel.

* l'augmentation des taxes à l'importation produit un effet inverse; c'est-à-dire l'augmentation des taxes va se traduire par une dépréciation.

De ce fait, nous pouvons noter que les reformes, dont le but est de libéraliser les échanges, sont compatibles avec un taux de change réel déprécié.

Pour les dépenses du gouvernement (CGOUV) ; l'effet de dépense gouvernementale sur le taux de change réel est sur le plan théorique ambigu. L'impact des dépenses gouvernementales dépend de l'importance relative des biens échangeables et des biens non échangeables dans l'économie.

Pour illustrer cet effet, nous résumons le résultat d'Edwards (1989) comme suit :

On considère deux périodes, la période (1 et 2). On suppose en outre que les distorsions en matière fiscale n'existent pas.

En supposant une augmentation de la consommation des biens non échangeables par le gouvernement à la période 1, financée par emprunt public ou international. Le taux de change réel est affecté de deux manières. Dans une première phase l'augmentation de la demande de biens et services pousse à une augmentation des prix des biens non échangeables. Cette

augmentation des prix provoque une appréciation de taux de change réel. Cependant, le gouvernement va accroître le niveau des impôts pour payer sa dette. Cette disposition réduit le niveau de revenu disponible et par conséquent va entraîner dans la période 2 une baisse de la demande globale qui se traduit par une diminution des prix des biens non échangeables d'où une dépréciation de taux de change réel.

Sur cela, il est délicat de déterminer a priori l'impact d'une modification de la consommation gouvernementale de biens non échangeables sur le taux de change réel. On obtient la même situation, en analysant l'effet des changements de la consommation de biens échangeables par le gouvernement sur le taux de change réel.

iii) – en ce qui concerne les entrées de capitaux (CONTROLCAP), une relation étroite lie le taux de change réel et les entrées de capitaux. Car, ces derniers affectent les prix relatifs des biens échangeables et des biens non échangeables et, par conséquent, le taux de change réel. Edwards (1989) montre dans son étude portant sur 12 pays en voie de développement, qu'une augmentation des flux de capitaux dans l'économie entraîne une appréciation de taux de change réel. Par contre, une sortie de capitaux, pour régler une grande partie de service de la dette, conduit à une dépréciation de taux de change réel.

Pour les investissements (INVEST); leur effet sur le taux de change réel dépend de l'intensité capitaliste, et de l'importance relative des biens échangeables et des biens non échangeables dans l'économie. Il dépend ainsi de la variation du niveau d'investissement nécessaire pour provoquer une modification de la structure des dépenses en biens échangeables et non échangeables.

Pour illustrer l'incidence de l'investissement sur le taux de change, nous faisons appel aux études de Baffes et al. (1999) et Edwards (1989). Ces derniers ont montré que, si une augmentation de la part des investissements, rapportés au PIB, modifie la structure des dépenses au profit des biens échangeables, il en résulte une dépréciation de taux de change réel. Par contre, une modification du niveau d'investissement au profit des biens non échangeables apprécie ce dernier.

En matière de progrès technique (PROGTECH), celui-ci est représenté, généralement, dans les études empiriques, par le taux de croissance réel du produit intérieur brut (PIBr).

$$\text{PIBr} = \frac{\text{PIB}}{\text{inflation}}$$

$$\text{PROGTECH} = \frac{\text{PIBr}_t - \text{PIBr}_{t-1}}{\text{PIBr}_{t-1}}$$

Selon la théorie économique, une relation existe entre le taux de change réel et le progrès technique. Celle-ci se traduit par un changement de productivité qui affecte automatiquement le taux de change réel d'équilibre.

Balassa a montré que le taux de croissance de la productivité est plus élevé dans les pays à forts taux de croissance. De plus dans ces pays, les gains en termes de productivité sont plus élevés dans le secteur des biens échangeables.

Pour Edwards (1989) l'impact du progrès technique dépend de deux éléments : la manière dont le progrès technique affecte différents secteurs, et la manière dont le progrès technique favorise la hausse soit de la production nationale, soit du facteur de production.

Un choc de la productivité qui a un effet positif sur le revenu, génère une augmentation de la demande des biens non échangeables. Cette augmentation des biens non échangeables conduit à l'augmentation des prix, donc à une appréciation du taux de change réel.

Cependant, le progrès technique conduit également à une dépréciation de taux de change réel. En effet, si le progrès technique résulte de l'offre et que son impacte est supérieur aux effets produits par la demande, alors le taux de change peut s'apprécier ou se déprécier. Kalinda Mkenda(2001) et Edwards (1989) trouvent que le progrès technique conduit à une dépréciation de taux de change réel. L'étude de Aron et al.(1997) sur l'Afrique de Sud conclue qu' une augmentation de progrès technique apprécie le taux de change réel.

Par ailleurs, le choc positif du progrès technique se traduit par une amélioration de la balance commerciale, qui nécessite également une appréciation de taux de change.

Enfin pour les avoirs extérieurs nets (AEN); Il existe une relation directe entre le taux de change et les avoirs extérieurs. Autrement dit, une augmentation des avoirs extérieurs conduit à une appréciation de taux de change réel; tandis qu'une baisse des avoirs extérieurs déprécie le taux de change réel. Le travail d'Aron et al. (1997) confirme cette relation. Nous rappelons que les avoirs extérieurs nets indiquent la capacité d'une banque centrale à défendre la monnaie domestique.

§2-B-2-b) Etude de la stationnarité de variables utilisés

Dans notre application qui couvre la période 1975 - 2005, toutes les données utilisées sont de la même source (FMI.) En se référant à l'application empirique de Edwards, les variables explicatives (les fondamentaux internes et externes), qui déterminent le taux de change réel (indice de taux de change réel) de dinar algérien, sont :

i) L'indice de taux de change réel (ITCR) : qui est déterminé de la manière suivante:

$$ITCR = \frac{ITCN}{\frac{IPC \text{ étrangère}}{IPC \text{ domestique}}}$$

Cette variable a été déjà utilisée dans le modèle de PPA et de Cashin.:

ii) Terme de l'échange (TDE) : les données de cette variable sont celles qui sont données dans les statistiques financières du FMI dans l'appellation "Trade". Ses données sont en pourcentage du PIB.

iii) Dévaluation (DEVA) : est une variable dichotomique. Elle prend la valeur 0 et 1. La valeur 1 est donnée pour les années de dévaluation (1987, 1991, 1994, 1995 et 1996) et zéro pour les autres années.

vi) Les avoirs extérieurs nets (AEN) : ils sont définis comme suit :

$$AEN = \frac{\text{réserves internationales}}{\text{PIB}}$$

vii) le rapport entre le niveau de vie de l'Algérie et de les Etats -Unis est défini de la manière suivante:

$$\frac{\text{PIBPPAAL}}{\text{PIBPPAUSA}}$$

Avec :

PIBPPAAL : représente le PIB par habitant mesuré en PPA de l'Algérie;

PIBPPAUSA : représente le PIB par habitant mesuré en PPA des Etats-Unis.

viii) Le progrès technique (PROGTECH) : le progrès technique est représenté par le taux de croissance de PIB réel. Nous rappelons que nous avons calculé le PROGTECH de la façon suivante :

$$\text{PROGTECH} = \frac{\text{PIB réel}_t - \text{PIB réel}_{t-1}}{\text{PIB réel}_{t-1}}$$

Avec :

$$\text{PIB réel} = \frac{\text{PIB}}{\text{inflation}}$$

iv) les dépenses gouvernementales : cette variable est prise sous forme de ratio du PIB. Elle est donnée sous le nom de « final consumption expenditure en % de PIB) dans la base des données du FMI la stationnarité est étudiée à travers le test de ADF.

Tab.3.32. Test de Dickey-Fuller augmenté.

Variabes	Nombre de retard	ADF	Ordre d'intégration
LITCR	0	-2,32	I(1)
dLITCR	0	-5,32	I(0)
LTRAD	0	-1,79	I(1)
dLTRAD	0	-4,32	I(0)
LAEN	0	0,82	I(1)
dLAEN	1	-4,40	I(0)
DEVA	0	-3,96	I(0)
LCGOUV	0	-0,41	I(1)
dLCGOUV	0	-5,66	I(0)
LPROGTECH	0	-5,86	I(0)
$L\left(\frac{\text{PIBPPAAL}}{\text{PIBPPAUSA}}\right)$	0	0,75	I(1)
$dL\left(\frac{\text{PIBPPAAL}}{\text{PIBPPAUSA}}\right)$	0	-3,40	I(0)

En comparant la valeur critique de ADF (ADF =2,96, pour un seuil de signification de 5 %) avec les valeurs calculées qui figurent dans le tableau 3.32, nous pouvons dire que toutes les variables sont stationnaires d'ordre 1 sauf pour la dévaluation et le progrès technique qui sont stationnaires d'ordre zéro. Ces deux dernières variables sont éliminées puisqu'elles ne sont pas de même ordre. La relation de cointégration entre le taux de change réel avec les variables intégrés d'ordre 1 est examinée par le test de Johansen.

§2-B-2-c) Test de cointégration

On va étudier l'existence d'une relation de long terme entre l'indice de taux de change réel et les variables suivantes : terme de l'échange, Le rapport entre de niveau de vie entre le pays domestique et le pays étrangère, les avoirs extérieurs nets et les dépenses gouvernementales.

Tab.3.33. Test de cointégration de Johansen.

Valeurs propres	Likelihood ratio (trace statistique)	Valeur critique 5 %	Hypothèse sur le nombre de EC
0,73	81,83	68,52	Aucune
0,52	42,52	47,21	Au moins un
0,36	20,05	29,68	Au moins deux
0,12	6,52	15,41	Au moins trois
0,08	2,49	3,76	Au moins quatre

Le test de la Trace indique qu'il existe une relation de cointégration entre l'indice de taux de change réel ((LITCR) et les variables fondamentales (LTDE, LCGOUV, $L(\frac{PIBPPAAL}{PIBPPAUSA})$, LAEN), avec un seuil de signification de 5 %. D'après le tableau 3.32, nous constatons, pour une valeur propre 0,73, que la valeur calculée de la trace est supérieure à la valeur tabulée (81,83 > 68,52); d'où, l'existence d'une relation de cointégration.

§2-B-2-d) estimation du modèle par la méthode ECM

Dans un premier temps, on a étudié la stationnarité des variables et nous avons vu qu'elles sont stationnaires d'ordre 1. Puis nous avons utilisé le test de Johansen et nous avons confirmé l'existence d'une relation de long terme entre les variables. Il nous reste, maintenant, à faire l'estimation des paramètres de l'équation suivante :

$$LITCR = a_0 + a_1 LCGOUV + a_2 LTDE + a_3 L\left(\frac{PIBPPAAL}{PIBPPAUSA}\right) + a_4 LAEN \quad (3.53)$$

En utilisant le TSP Eviews, nous aboutissons à l'équation suivante

$$LITCR = 3,56 + 0,78LCGOUV - 0,42LTDE + 2,70L\left(\frac{PIBPPAAL}{PIBPPAUSA}\right) + 0,01LAEN$$

(1,51) (1,88) (-1,72) (15,46) (0,24)

Après l'estimation des coefficients de l'équation (3.53), en utilisant le test de Student, nous constatons que les coefficients a_1 , a_2 et a_4 ne sont pas statistiquement significatifs :

$$t^c = 1,88 < t^t = 2, \text{ on rejette } a_1$$

$$t^c = -1,72 < t^t = 2, \text{ on rejette } a_2$$

$$t^c = 0,24 < t^f = 2, \text{ on rejette } a_4$$

La non validité de ces paramètres, nous permet de rejeter complètement le modèle de Edwards. Afin de lever cette difficulté, nous allons essayer de réduire le nombre de variables explicatives dans le modèle. Dans un premier temps, on va éliminer une seule variable. Ensuite dans un second temps, on élimine deux variables. Pour chaque cas, nous retenons les modèles qui vérifient les trois conditions suivantes :

- les coefficients sont statistiquement significatifs;
- il existe une relation de long terme entre les variables de modèle;
- le terme de l'erreur du modèle doit être significatif.

Cette démarche nous amène à retenir comme variables explicatives du taux de change réel: le terme de l'échange, la dépense gouvernementale et les avoirs extérieurs.

Nous avons montré lors de l'étude de la stationnarité que ces quatre variables sont stationnaires d'ordre 1. Il ne reste, donc, que vérifier l'existence d'une relation de cointégration entre ces variables. Le test de Johanssan, nous donne le résultat suivant :

Tab.3.34. Test de cointégration de Johansen.

Valeurs propres	Likelihood ratio (trace statistique)	Valeur critique 5 %	Hypothèse sur le nombre de EC
0,59	54,23	47,21	aucune
0,37	27,98	29,68	Au moins un
0,27	14,20	15,41	Au moins deux
0,15	4,83	3,76	Au moins trois

Le test de la Trace indique qu'il existe une relation de cointégration entre l'indice de taux de change réel et les variables fondamentales (log(TDE), log(CONSGOUV), log(AEN)), avec un seuil de signification de 5 %. En se basant sur le tableau 3.34, nous constatons pour une valeur propre de 0,59, que la valeur calculée de la Trace est supérieure à la valeur tabulée ($54,23 > 47,21$), d'où l'existence d'une relation de cointégration.

Après le test de la cointégration, nous passons à l'étape de l'estimation par les modèles ECM. L'utilisation de TSP Eviews, nous conduit à l'estimation des coefficients de modèle comme suit :

$$\log(\text{ITCR}) = -3,91 + 0,43 \log(\text{TRAD}) + 0,74 \log(\text{CONSGOUV}) + 0,08 \log(\text{AEN}) \quad (3.54)$$

(-1,99)
(2,08)
(2,09)
(1,48)

En se basant sur le test de Student, nous constatons que les paramètres de l'équation (3.54) sont significatifs

Le tableau de ECM¹⁴, nous montre qu'il n'existe pas de relation de court terme entre ces variables. Par ailleurs, le coefficient de la force de rappel est statistiquement non significatif ($t_{cal} = |0,06| < 2 = t_{tab}$) avec un signe positif (0,06). Cela indique que le taux de change réel ne converge pas à long terme vers le point d'équilibre.

Nous terminons l'analyse statistique de ce modèle par l'étude de la stabilité des coefficients. Pour cela, nous utilisons le test de CUSUM. D'après le graphe de ce dernier (Fig.3.15), nous pouvons dire que les coefficients sont stables.

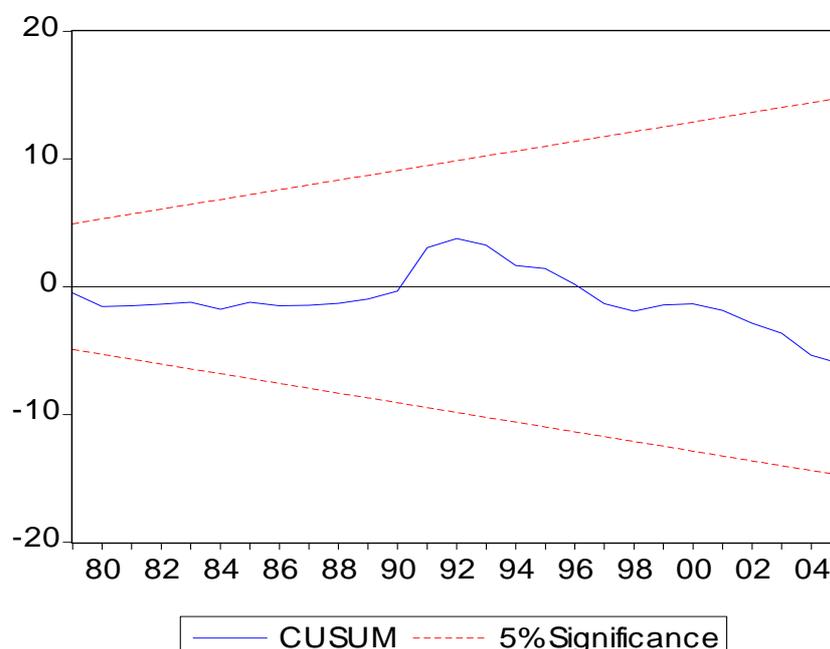


Fig.3.15. Test de CUSUM appliqué aux coefficients du modèle d'Edwards.

Ces résultats statistiques, nous permettent de dire que:

¹⁴ Voir annexe

i) le signe de coefficient des avoirs extérieurs net (AEN) est positif, cela signifie qu'il existe une relation directe (positive) entre le taux de change réel et l'AEN. De ce fait, une augmentation de 1 % des avoirs extérieurs entraîne une appréciation de 8 % de taux de change réel.

ii) le signe de coefficient de dépense gouvernementale est positif. Ce résultat est conforme au résultat obtenu par Edwards. D'où, une augmentation de 1 % de dépense gouvernementale conduit à une appréciation de 74 % taux de change réel.

iii) enfin, le signe de coefficient de terme de l'échange (Trade) est positif. Cela nous permet de considérer qu'il existe une relation directe entre le taux de change réel et le terme de l'échange, et donc, une augmentation de 1 % de terme de l'échange entraîne une augmentation de 43 % de taux de change.

§2-B-3) Mesure de mésalignement

Nous calculons le niveau de désalignement pour deux modèles.

i) modèle restreint de l'approche monétaire de la balance de paiement : Afin de calculer l'indicateur de mésalignement, nous avons utilisé les variables suivantes :

- TCRMM : taux de change réel observé;
- FITTCRMM : taux de change réel estimé;
- RESTCRMM : l'écart entre taux de change réel observé et le taux de change réel estimé
- MESTCRMM : l'indicateur de mésalignement.

En utilisant la formule de désalignement, nous avons obtenu le tableau suivant :

Tab.3.35. Calcul de mésalignement pour le modèle de balance de paiement.

	TCRMM	FITTCRMM	RESTRMM
1970	1.293860	-0.313002	0.570632
1971	1.277820	-0.271407	0.516563
1972	1.463922	-0.325860	0.706979
1973	1.509900	-0.222962	0.635006
1974	1.262488	-0.184653	0.417738
1975	0.611029	-0.269425	-0.223186
1976	0.622971	-0.247904	-0.225352
1977	0.567545	-0.296595	-0.269841
1978	0.499570	-0.339262	-0.354745
1979	0.430721	-0.320155	-0.522139
1980	0.278879	-0.281430	-0.995546
1981	0.352066	-0.289821	-0.754114
1982	0.454766	-0.396793	-0.391180
1983	0.465549	-0.462706	-0.301833
1984	0.463719	-0.528230	-0.240246
1985	0.454104	-0.455026	-0.334404
1986	0.380572	-0.553453	-0.412626
1987	0.354342	-0.562221	-0.475272
1988	0.511358	-0.628785	-0.041900
1989	0.651775	-0.626794	0.198739
1990	0.588398	-0.601602	0.071251
1991	0.931663	-0.414256	0.343472
1992	0.919752	-0.456992	0.373340
1993	0.871222	-0.473515	0.335656
1994	1.049421	-0.281457	0.329696
1995	1.137497	-0.333129	0.461959
1996	1.084221	-0.204235	0.285097
1997	1.081399	-0.102351	0.180607
1998	1.148436	-0.141012	0.279413
1999	1.195510	-0.221410	0.399983
2000	1.127344	0.002089	0.117775
2001	1.130235	0.080142	0.042283
2002	1.177129	0.059478	0.103601
2003	1.069668	0.107008	-0.039661
2004	0.925979	0.183627	-0.260531
2005	0.826246	0.336352	-0.527215

Selon le tableau 3.35, les périodes de surévaluation et les périodes de sous évaluation sont les suivantes:

- Les périodes de surévaluation :

1975 -1988

2000 - 2002

- Les périodes de sous évaluation :

1970 – 1974

1989 – 1999

2003 - 2005

ii) enfin pour le modèle de Edwards :

Le calcul de cet indicateur est obtenu en prenant en considération les variables suivantes :

- TCR : taux de change observé

- FITTCR : taux de change réel estimé

- RESTCR : l'écart entre le taux de change réel observé et le taux de change réel estimé

- MESITCR : l'indicateur de mésalignement

L'utilisation de la formule (3.19) nous permet de dresser le tableau ci-après :

Tab.3.36. Calcul de mésalignement pour le modèle d'Edwards.

	TCR	FITTCR	RESTCR	MESITCR
1975	1.842326	0.646007	-0.034979	-0.054146
1976	1.864459	0.541949	0.081022	0.149501
1977	1.763931	0.624965	-0.057421	-0.091878
1978	1.648013	0.511447	-0.011877	-0.023222
1979	1.538367	0.422166	0.008556	0.020266
1980	1.321648	0.427341	-0.148461	-0.347408
1981	1.422003	0.501132	-0.149066	-0.297458
1982	1.575804	0.444549	0.010217	0.022983
1983	1.592888	0.311199	0.154349	0.495983
1984	1.589976	0.472477	-0.008758	-0.018536
1985	1.574761	0.578678	-0.124574	-0.215274
1986	1.463122	0.509783	-0.129211	-0.253463
1987	1.425243	0.462165	-0.107823	-0.233301
1988	1.667554	0.553449	-0.042090	-0.076051
1989	1.918945	0.717637	-0.065862	-0.091776
1990	1.801101	0.597924	-0.009525	-0.015931
1991	2.538726	0.586289	0.345373	0.589084
1992	2.508667	0.688282	0.231469	0.336300
1993	2.389829	0.759014	0.112208	0.147834
1994	2.855997	1.033250	0.016171	0.015650
1995	3.118951	1.058566	0.078930	0.074563
1996	2.957135	1.097266	-0.013045	-0.011889
1997	2.948803	1.166623	-0.085223	-0.073051
1998	3.153257	1.185133	-0.036697	-0.030964
1999	3.305243	1.103622	0.091888	0.083260
2000	3.087445	0.998034	0.129310	0.129565
2001	3.096384	1.078121	0.052114	0.048338
2002	3.245045	1.221650	-0.044521	-0.036443
2003	2.914410	1.085260	-0.015593	-0.014368
2004	2.524338	1.089616	-0.163637	-0.150178
2005	2.284726	0.889492	-0.063246	-0.071103

D'après le tableau 3.36, nous déduisons les périodes de désalignement comme suit :

- Période de surévaluation :

année 1976

année 1979

1982-1983

1991-1995

1999-2001

- Période de sous évaluation :

année 1975

1977-1978

1980-1981

1984-1990

1996-1998

2002-2005

§2-C) Modèles proposés

Nous achevons ce chapitre par une proposition de deux modèles. Nous avons utilisé dans le premier modèle comme variable dépendante, le taux de change effectif réel, et comme variables indépendantes, le prix de pétrole, le terme de l'échange et l'effet de Balassa. Nous avons utilisé dans le second modèle comme variable dépendante, le taux de change réel bilatéral entre l'Algérie et les Etas-Unis, et comme variables indépendantes, le prix de pétrole, la masse monétaire et l'effet de Balassa.

Nous essayons d'étudier la significativité statistique et économique de deux modèles :

§2-C-1) Etude de modèle 1

Nous commençons d'abord par étudier la stationnarité des variables. Nous rappelons que nous avons trouvé que les variables: prix de pétrole, terme de l'échange et l'effet de Balassa sont stationnaire d'ordre1. Il nous reste à étudier la stationnarité de la variable taux de change effectif réel (TCER).

Tab.3.37. Test de Dickey-Fuller augmenté.

Variabes	Nombre de retard	ADF	Ordre d'intégration
TCER	0	-0, 58	I(1)
dTCER	0	-3, 52	I(0)

Après que nous avons vérifié que les trois variables (TCER, prix de pétrole, Trade, PIBPPAAL- PIBPPAUSA) sont intégrés de même ordre, nous passons à l'étude de la cointégration entre les variables :

Tab.3.38. Test de cointégration de Johansen.

Valeurs propres	Likelihood ratio (trace statistique)	Valeur critique 5 %	Hypothèse sur le nombre de EC
0,63	48,98	47,21	Aucune
0,34	20,47	29,68	Au moins un
0,22	8,62	15,41	Au moins deux
0,04	1,33	3,76	Au moins trois

D'après le tableau 3.38, nous pouvons, en effet, confirmer qu'il existe une relation de long terme entre ces variables. La première ligne de ce tableau, nous indique que pour une valeur propre de 0,63, la valeur calculée de la Trace est supérieure à la valeur tabulée de la Trace (48,98 > 47,21), d'où l'existence d'une relation de cointégration.

La troisième étape consiste à examiner l'estimation des coefficients par le modèle ECM. L'utilisation de TSP Eviews, nous donne le résultat suivant :

$$\begin{aligned}
 \text{TCER} = & 733,77 + 1,29\text{PETR} + 0,015(\text{PIBPPAAL} - \text{PIBPPAUSA}) - 4,70\text{Trad} & (3.55) \\
 & (12,59) \quad (5,49) \quad (10,05) \quad (-6,35)
 \end{aligned}$$

En se basant sur le test de Student, en comparant les valeurs de Student calculées qui se trouvent entre parenthèse au dessous de coefficients de l'équation(3.55) avec la valeur critique de Student 2, nous pouvons dire que les coefficient sont statistiquement significatifs.

Le tableau de ECM ¹⁵, nous indique que le coefficient de la force de rappel est significatif ($t_{cal} = |2,36| > 2 = t_{tab}$) avec un signe positif. Ce signe nous permet de dire que le taux de change réel diverge du point d'équilibre. A partir des résultats de ce tableau, nous pouvons conclure qu'il n'existe pas de relation de court terme entre ces variables.

Enfin, nous avons utilisé le test de CUSUM pour voir la stabilité de coefficients. L'utilisation de ce dernier nous indique que les coefficients sont stables

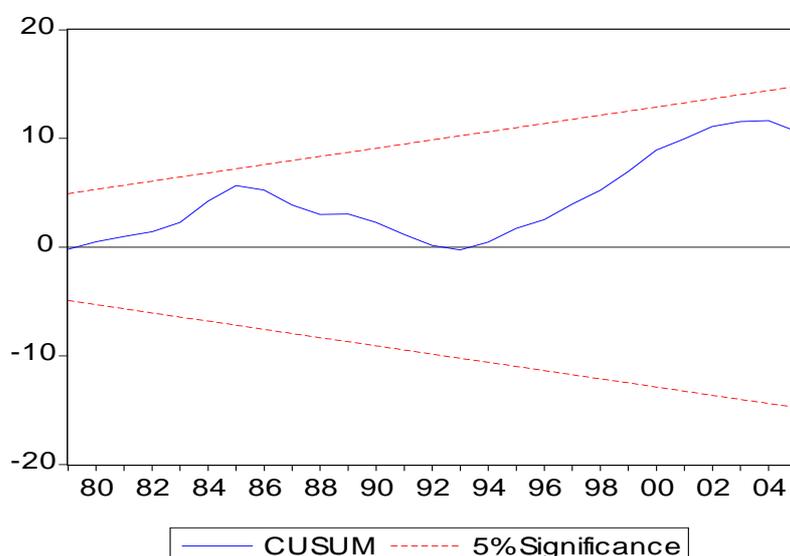


Fig.3.16. Test de CUSUM appliqué aux coefficients du modèle 1 proposé.

§2-C-2) Etude de modèle 2

Nous avons montré précédemment, dans l'étude de stationnarité, que le taux de change réel (bilatéral), le prix de pétrole et l'effet de Balassa sont stationnaires d'ordre 1. il nous reste à étudier la stationnarité de la masse monétaire pour que nous puissions appliquer le modèle proposé :

¹⁵ Voir annexe

Tab.3.39. Test de Dickey-Fuller augmenté.

Variabes	Nombre de retard	ADF	Ordre d'intégration
MM	0	-1,32	I(1)
dMM	0	-3,06	I(0)

D'après le tableau 3.39, nous constatons que la masse monétaire est stationnaire d'ordre 1. Après avoir montré que les trois variables (TCR, effet de Balassa, prix de pétrole, la masse monétaire) sont stationnaires de même ordre, nous passons à l'étape de test de cointégration entre les variables, en utilisant le test de Johansen

Tab.3.40. Test de cointégration de Johansen.

Valeurs propres	Likelihood ratio (trace statistique)	Valeur critique 5 %	Hypothèse sur le nombre de EC
0,87	87,93	47,21	aucune
0,54	32,63	29,68	Au moins un
0,31	11,26	15,41	Au moins deux
0,03	0,86	3,76	Au moins trois

Le tableau 3.40, nous indique qu'il n'existe pas de relation de cointégration entre les variables. Toutefois, il nous indique que deux relations de cointégration existent.

L'inexistence d'une relation de long terme entre les variables laisse l'estimation par la méthode d'ECM impossible.

Pour élaborer un modèle où il y a possibilité d'existence d'une relation de long terme entre ces variables, nous avons procédé sur la base de l'élimination des variables non significatives. Dans un premier temps nous avons estimé les paramètres du modèle par la méthode de moindres carrés ordinaires. Puis nous avons éliminé, dans une seconde étape, la variable non significative.

$$TCR = 2,50 + 0,0005PETR + 0,000086(PIBPPAAL - PIBPPAUSA) + 0,017MM \quad (3.56)$$

(3,59) (0,38) (3,85) (2,85)

En se basant sur le test de Student, nous constatons que toutes les variables de l'équation (3.56) sont statistiquement significatives sauf le prix de pétrole. D'où nous éliminons cette variable du

modèle, en dépit du fait que cette variable est importante dans l'analyse de l'économie algérienne.

Nous essayons maintenant de voir s'il existe une relation de cointégration entre le taux de change réel, l'effet de Balassa et la masse monétaire.

Tab.3.41. Test de cointégration de Johansen.

Valeurs propres	Likelihood ratio (trace statistique)	Valeur critique 5 %	Hypothèse sur le nombre de EC
0,64	35,13	29,68	aucune
0,18	7,22	15,41	Au moins un
0,06	1,68	3,76	Au moins deux

D'après le tableau 3.41, nous pouvons dire qu'il existe une relation de long terme entre les variables, en regardant la première ligne du tableau 3.41, pour une valeur propre 0,64, la valeur calculée de la Trace (35,13) est supérieure à la valeur tabulée (29,68)

Après que nous ayons vérifié que les variables sont stationnaires d'ordre 1 et qu'il existe entre eux une relation de long terme, nous passons à l'étape de l'estimation par le modèle ECM, en utilisant le TSP Eviews :

$$TCR = 2,46 + 0,000084(PIBPPAAL - PIBPPAUSA) + 0,017MM + 0,84TCR(-1) - 0,38TCR(-2) \quad (3.57)$$

(3,64)
(3,98)
(2,89)
(4,77)
(-2,48)

Le test de Student nous indique que les coefficients sont statistiquement significatifs: en comparant les valeurs de Student calculé qui se trouvent au dessous de chaque coefficients de l'équation (3.57) avec la valeur 2 de Student tabulée

Le tableau de ECM ¹⁶, nous indique que le coefficient de la force de rappel est significatif ($t_{cal} = |-3,05| > 2 = t_{tab}$) avec un signe négatif. Ce signe nous permet de dire que le taux de change réel converge vers le point d'équilibre avec une vitesse de 1,06. De ce même tableau, nous pouvons conclure qu'il n'existe pas une relation de court terme entre les variables

¹⁶ Voir annexe

Concernant la stabilité des coefficients, nous avons utilisé le test de CUSUM. Ce dernier nous indique que les coefficients sont stables.

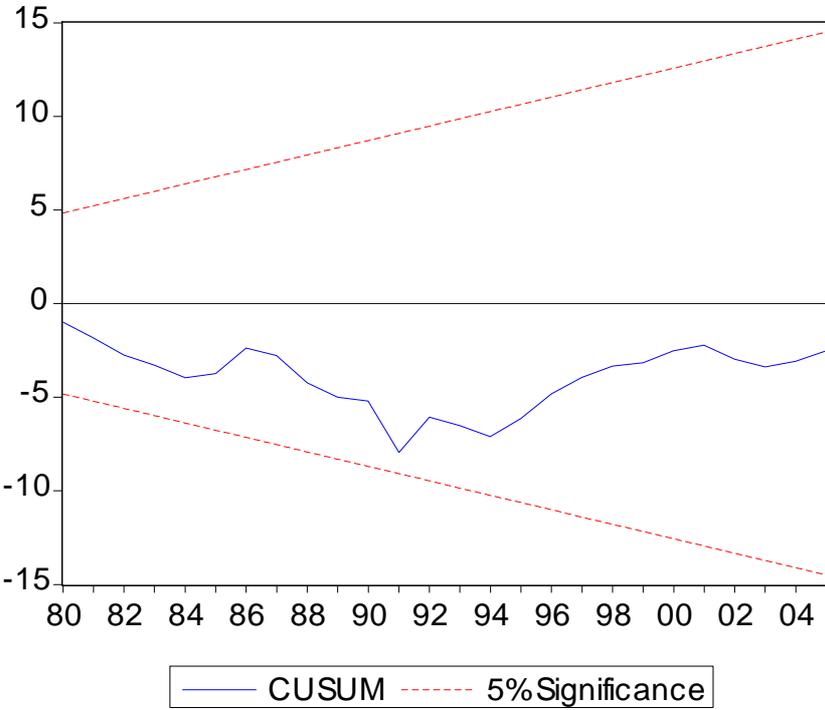


Fig.3.17. Test de CUSUM appliqué aux coefficients du modèle 2 proposé.