

MOHAMED ACHOUCHE[*] ET HAMID KHERBACHI[**]

Détermination du taux de change réel d'équilibre par les fondamentaux de l'économie pour l'Algérie : approche par un modèle dynamique stochastique d'équilibre général

INTRODUCTION

L'approche de la parité des pouvoirs d'achat (PPA) est l'une des plus utilisées en matière de taux de change réel. En dépit des critiques dont il souffre au plan pratique, le critère de la PPA présente une grande commodité. En effet, dans sa version absolue, la PPA n'est pas vérifiée. L'amélioration sensible de la qualité des données et de leur disponibilité ainsi que la sophistication spectaculaire des procédés et des techniques économétriques utilisées n'ont pas donné de résultat. Elle l'est en revanche, dans sa version relative, sur des périodes relativement très longues (des séries séculaires voire pluriséculaires). Cela suppose, par ailleurs, une grande hétérogénéité dans la structure et l'architecture des systèmes monétaires et financiers ; ce qui réduit la portée explicative de cet outil et rend difficile l'interprétation des résultats obtenus.

L'hypothèse de la PPA demeure un grand sujet de controverses [Taylor 1988, Mark 1990]. La plupart des travaux empiriques concluent que la théorie de la parité des pouvoir d'achat n'est pas valide. Medosky & Zuker [1984] et Diebold & Husted [1991] ont trouvé des résultats non significatifs pour les pays de l'OCDE ayant des expériences de flottement libre de leurs monnaies pendant la période entre les deux guerres mondiales. Dans le même contexte J. O. Hairault et T. Sopraseuth [2003] soutiennent qu'après l'abandon du système de Bretton Woods, s'est produit un éloignement de plus en plus persistant du principe de la PPA et de la loi du prix unique de la détermination des prix sur les marchés. Betts & Devreux [1996] expliquent cet éloignement par la non vérification de la loi du prix unique pour les biens échangeables et l'émergence du comportement du (PTM) *pricing to market* pour beaucoup d'entreprises opérant dans le secteur des biens échangeables.

D'autres travaux empiriques récents sur le taux de change réel sont plutôt favorables pour la validité de l'hypothèse de la PPA, notamment ceux effectués sur des économies industrialisées par Corbac & Ouliaris [1998], Cheung & Lai [1993]-[1994]-[1998] et J. A. Frankel & Kenneth Rose [1996] etc. En plus de la réhabilitation de certains régimes de change, l'hypothèse de la PPA est affectée par les délais d'ajustement. En effet, les déviations du taux de change réel par rapport à la PPA sont

très importantes alors que les chocs nominaux (taux de change nominal) ne se traduisent en termes réels qu'après des délais relativement longs. Cette vitesse d'ajustement "nominal et réel" est déterminée entre trois(3) et cinq(5) années, et n'est pas explicable par les rigidités nominales ou la théorie d'hystères conventionnelle (*Hesterisis théory*).

Dans ce travail, notre objectif est de proposer, pour l'Algérie, un modèle de détermination du niveau d'équilibre du taux de change réel par les fondamentaux de l'économie. Dans ce cadre, il s'agit de déterminer tout d'abord les principaux fondamentaux déterminants du taux de change et d'établir leurs relations de causalité avec le taux de change réel. Le concept de la cointégration est utilisé pour modéliser ces relations.

1 - DÉFINITION DU TAUX DE CHANGE RÉEL PAR LA PPA

Différentes méthodes existent pour définir un taux de change réel pour un pays quelconque. Nous retiendrons la définition couramment utilisée. Le taux de change réel est défini, soit en indice soit en volume, par rapport à des pays partenaires à partir de l'égalité caractéristique de la théorie de PPA. Nous partirons d'une définition du taux de change réel déduit de la condition de la PPA, comme suit : $q_t = e_t + p_t^* - p_t$; où (e_t) est le taux de change nominal bilatéral ou effectif à l'incertain, p_t et p_t^* sont des indices de prix des biens (échangeables et non échangeables) domestiques et étrangers. Toutes les variables sont mises en logarithme. Evidemment, le taux de change réel (q) doit être interprété comme une déviation du taux de change réel de la PPA. Ce taux de change doit s'annuler pour que la PPA absolue soit vérifiée et être stationnaire à long terme si la PPA dans, sa version relative, est vérifiée (Rogoff [1995], [1996], Sarno et Taylor [2002]).

La théorie de la PPA offre, donc, un cadre de référence assez commode pour l'analyse des taux de change réels. Il convient de remarquer que cette définition n'est pas exhaustive. Le taux de change mesure toujours les déviations par rapport à la PPA. Cependant, le critère de la PPA absolue présente un avantage certain par rapport à la version relative car il fournit un "niveau" de référence qui est un chiffre défini ; si l'hypothèse de PPA est vérifiée, le taux de change réel devrait être nul ($q=0$). Ce n'est pas le cas pour la version relative car la vérification de la PPA se traduirait seulement par la "stabilité" du taux de change réel (q).

Dans la version absolue, les mésalignements du taux de change sont aisément détectables. Il y a mésalignement dès que le taux de change diffère de zéro ($q \neq 0$). Une augmentation/diminution de (q) correspond respectivement à une dépréciation/appréciation réelle de la monnaie nationale. Par contre, le niveau d'équilibre n'est pas explicitement identifiable pour la version relative et la détection des mésalignements n'est pas aussi évidente. Nous retiendrons cette définition pour le calcul des taux de change.

Contrairement au taux de change nominal, l'interprétation du taux de change réel est très délicate. Etant le prix d'une unité monétaire en termes d'une autre ou en termes de plusieurs autres, le taux de change

nominal n'a pas, dans l'absolu, une grande signification économique en statique notamment. Seule son évolution est significative. Ainsi, si nous considérons un taux de change nominal bilatéral du dinar par rapport au dollar des E.U, défini à l'incertain, son augmentation correspondrait à une dépréciation nominale de la monnaie nationale. Symétriquement, sa baisse correspondrait à une appréciation nominale de la monnaie nationale. Telle est la conduction limite de toute interprétation d'un taux de change nominal.

Le taux de change réel, quant à lui, est chargé de signification économique selon la formule qui en est retenue. Le taux de change réel, utilisé dans ce modèle, dérive de la condition de vérification de la théorie de la PPA.

$$q = \frac{E \cdot P^*}{P} \dots\dots\dots (1)$$

En termes de compétitivité, ce rapport mesure les prix des biens étrangers rapportés aux prix des biens domestiques, exprimés en une seule monnaie. L'augmentation du taux de change correspond à une amélioration de la compétitivité de l'économie domestique et la dégradation celle de l'économie étrangère et vice versa.

Les interprétations étant délicates et sources de confusions, nous tenons à préciser à priori les notions même élémentaires. En supposant que les prix des biens dans les différents pays restent inchangés, nous aurons la situation suivante :

- Si (q=1) : nous sommes en situation de parité des pouvoirs d'achat des monnaies ;
- Si (q>1), la monnaie nationale a un pouvoir d'achat plus grand pour les non résidents que les résidents. On vend moins chère l'économie nationale au reste du monde qu'au résidents. La valeur de la monnaie nationale est sous évaluée ;
- Si (q<1), la monnaie nationale a un pouvoir d'achat plus grand pour les résidents que les non résidents. On vend plus chère l'économie nationale au reste du monde qu'aux résidents. La monnaie nationale est surévaluée.

2 - UN MODÈLE EMPIRIQUE POUR L'ALGÉRIE

2.1 - De quelques aspects de l'économie nationale

Comme document comptable, la balance des paiements constitue une base de données importante pour l'analyse économique. Elle retrace les opérations du pays avec le reste du monde selon les principes usuels de la comptabilité, à la différence près de la richesse nette de la nation que ne peut révéler la balance des paiements puisqu'elle s'intéresse aux flux et non aux stocks.

Les données de la balance des paiements sont utilisées par les analyses dynamiques et en statique comparative. Les données disponibles pour l'Algérie couvrent une période de temps très courte (1970-2003). Ceci nous oblige, à priori, à souligner le caractère nettement relatif des analyses qui s'y fondent.

2.1.1 - Evolution de la balance commerciale

La balance commerciale est un solde intermédiaire de la balance des paiements. Le calcul de ce solde montre que la balance commerciale de l'Algérie a connu une évolution, pendant la période de 1986 à 1999, relativement stable avec des déficits de moins d'un milliard de dollar E.U (0.46 milliard en 1986, 0.07 milliard en 1988 et 0.26 milliard en 1994) et un excédent durant le reste des années. Le niveau le plus élevé du solde commercial est atteint en 2000. Il est apparent que le solde de la balance commerciale a évolué, pendant cette période, au gré de l'évolution des exportations car les importations ont connu une évolution relativement stationnaire.

Les statistiques descriptives, notamment le calcul des moments de second ordre, des trois séries d'observations corroborent ce que nous venons de souligner précédemment. L'évolution du solde commercial de l'Algérie est liée aux exportations d'hydrocarbures. Les coefficients de corrélations des trois séries, par paires, sont très significatifs. En effet, le coefficient de corrélation des exportations et du solde commercial est positif, proche de l'unité (0.968619). Par contre, le coefficient de corrélation des importations et du solde commercial est de signe négatif, résultat logique, mais tout de même non significatif par rapport au résultat précédent (-0.032369).

Ces éléments nous autorisent à avancer une explication possible mais pas certaine de l'évolution du solde de la balance commerciale de l'Algérie pendant la période considérée. Sachant que hydrocarbures contribuent à plus de 95% des exportations totales, nous pouvons avancer que le solde de la balance commerciale de l'Algérie est plutôt conditionné par les exportations des hydrocarbures et le prix du pétrole en particulier. L'examen des données nous montre que les soldes commerciaux déficitaires ont lieu à des dates significatives par rapport au prix du pétrole. Ces dates correspondent aux moments où les prix du pétrole sont très bas. Symétriquement, les excédents commerciaux correspondent à une amélioration des prix du pétrole. Le niveau relativement très élevé du solde pour les années postérieures à 1998 est aussi le résultat d'une expansion importante des capacités de production de l'Algérie, conjuguée à une amélioration notable du prix du pétrole.

2.1.2 - La balance des invisibles

Une analyse similaire de la balance des invisibles permet une meilleure compréhension du compte courant. Malheureusement, les données requises pour effectuer cette analyse ne sont pas disponibles sinon très peu fiables et non élaborées. En effet, les quelques chiffres dont nous disposons ne sont pas significatifs et nous empêchent d'avancer des

propositions. Les données sont d'un niveau d'agrégation très synthétique. Néanmoins, la disponibilité des données sur le solde courant nous permettra de pallier passablement à cette insuffisance.

2.1.3 - Evolution du solde du compte courant de l'Algérie

L'évolution du compte courant (1970-2003) en Algérie se calque presque totalement sur l'évolution du solde de la balance commerciale. Du point de vue purement descriptif, les mêmes remarques, faites pour le solde commercial par rapport aux exportations des hydrocarbures, peuvent être reconduites pour le compte courant. Les interprétations et les conclusions diffèrent naturellement.

En effet, l'examen des données nous permet de conclure que le solde du compte courant de l'Algérie a évolué pendant cette période au gré de l'évolution de la balance commerciale. Par conséquent, le solde de la balance des invisibles n'a qu'un effet limité. Ceci met en évidence également le faible degré d'intégration de l'économie nationale à l'économie mondiale. C'est une caractéristique des économies aux premiers stades de développement, contrairement aux pays développés dont les balances des invisibles sont d'un poids décisif dans le solde du compte courant.

Selon l'approche par l'absorption, nous pouvons mettre en lumière des caractéristiques de l'économie nationale, même à ce niveau intermédiaire de la balance des paiements. Les identités fondamentales de la contrainte extérieure de la nation peut s'écrire sous forme suivante :

$$[\text{Produit intérieur brut} - \text{l'absorption}] = [\text{les exportations} - \text{les importations}] \dots (2)$$

En ajoutant, aux deux cotés de cette l'égalité, le solde des revenus des facteurs, en considérant que les achats et ventes de services sont assimilables aux importations et exportations de marchandises, nous pouvons écrire l'équation suivante :

$$\text{Compte courant} = [\text{produit intérieur brut} + \text{solde des revenus facteurs}] - [\text{l'absorption}] \dots (3)$$

Un solde courant négatif signifie que la nation dépense plus que son revenu. Ceci suppose un financement extérieur pour que la contrainte extérieure de la nation soit respectée (une balance globale équilibrée), et signifie des engagements futurs de la nation vis-à-vis du reste du monde. Le cas contraire est analysé symétriquement et se solde par les engagements futurs du reste du monde envers la nation. Les chiffres du solde courant de l'Algérie qui oscillent entre déficits et excédents alternés n'impliquent pas grand-chose pour l'évolution de la position extérieure de l'Algérie, sauf pour l'année qui indique une épargne nette. Les comptes de capitaux révéleraient mieux l'évolution de la position nette extérieure de la nation.

3 - LES CONDITIONS D'ÉQUILIBRES MACROÉCONOMIQUES

Le taux de change réel, calculé dans ce modèle, sera celui qui correspondra à une situation de double équilibre externe/interne.

3.1- Conditions d'équilibre externe

Les conditions d'équilibre macroéconomique externe sont déduites de la contrainte externe de la nation qui doit être respectée sur un horizon temporel infini. La nation peut dépenser dans le court terme plus que son revenu et s'endetter à l'étranger pour rembourser dans le futur mais elle ne peut pas dépenser plus que son revenu à l'infini. Cette condition se traduit dans notre modèle par :

- La stabilité du rapport (absorption domestique/PIB) sur le long terme ;
- La stabilité du rapport de la dette extérieure au PIB (DE/PIB), à long terme, qui traduit un niveau d'endettement soutenable pour l'Algérie ;
- La vérification de la condition de la PPA, traduite par le taux de change réel (q) ;
- Le mouvement des capitaux est nettement modeste pour le cas de l'Algérie. Le contrôle des mouvements de capitaux et la politique de change font que la condition de la PTIN n'est pas vérifiable d'emblée, ce qui ne justifie pas son intégration.

3.2 - Les conditions d'équilibre macroéconomique interne

Nous allons nous situer dans le cadre d'une économie Keynésienne où l'équilibre sur le marché des biens et services se solde sur la demande :

- Le principe de la demande effective nous autorise à supposer une situation d'équilibre stable sur le marché des biens et services ;
- L'équilibre sur le marché monétaire est appréhendé par la stabilité d'un indicateur de la liquidité de l'économie, mesurée par le ratio (M2/PIB) ;
- Un taux de change nominal (E) qui coïncide parfaitement avec la condition de la PPA.

4 - DÉFINITION DES PRINCIPALES VARIABLES DU MODÈLE

4.1 - Description et présentation des données

Dans le modèle, qui tient compte du compte courant, nous utiliserons deux variables dans la détermination du taux de change réel : le taux d'épargne domestique globale (DS) et le taux d'investissement global domestique (ID). Le taux de change nominal bilatéral dinar/dollar E.U, coté à l'incertain, est noté (E). Le taux de change réel bilatéral dinar/dollar E.U (q) est calculé par des indices de prix à la consommation, selon la définition précédente. La dette extérieure est représentée par son encours en milliards de Dollars E.U (DE) et son encours rapporté au PIB en pourcentage (DE/PIB). Les indicateurs de dépenses sont représentés par l'absorption domestique rapportée au PIB (AD/PIB) et la consommation du gouvernement rapportée au PIB en (DP). Les avoirs nets extérieurs (Net Foreign Assets) sont exprimés directement en dinar (NFA). Nous utiliserons deux autres indicateurs: le prix du pétrole (PP) et le taux de liquidité de l'économie mesuré par le ratio M2/PIB.

Les données utilisées dans ce travail sont recueillies à partir : du CD-ROM de la Banque mondiale (1997), des rapports du FMI sur l'Algérie (1999-2004), des rapports de la direction générale des études et de la prévision du ministère des finances (2000-2004) et des rapports de la Banque d'Algérie sur l'évolution économique et monétaire (2001-2002). En plus de l'indisponibilité relative de certaines données, importantes pour ce type d'analyse, il convient de remarquer que des disparités, parfois nettes, existent pour plusieurs données entre les différentes sources; ce qui entame sérieusement la fiabilité des données et les résultats qui s'y fondent par conséquent.

4.2 - Analyse de la stationnarité des séries

Nous avons utilisé deux tests différents, ADF et Philips Perron, avec les trois variantes pour les modèles. Les résultats des tests révèlent que toutes les séries de données utilisées dans ce modèle ne sont pas stationnaires en niveau. Elles ne sont pas $I(0)$, sauf la série de données de l'absorption domestique (AD/PIB) pour laquelle le test de ADF rejette l'hypothèse nulle en niveau dans les trois modèles. Elle est donc $I(0)$. Par contre, en première différence, les résultats des tests indiquent que toutes les autres séries sont stationnaires pour les deux tests utilisés, exception faite de la série (NFA) pour laquelle seul le test de PP établit sa stationnarité.

Au vu des résultats obtenus, dans cette analyse nous pouvons considérer que toutes les séries sont intégrées d'ordre un $I(1)$ sauf la série (AD/PIB) qui est stationnaire en niveau donc $I(0)$. Des tests sont effectués aussi pour déterminer le type de processus générateur de données pour les différentes séries. Les résultats des tests rejettent l'existence de tendance dans la totalité des cas; ce qui veut dire que toutes les séries de données sont générées par des processus DS (différence stationnary).

5 - MODÈLE THÉORIQUE ET CADRE HYPOTHÉTIQUE

L'ordre dans lequel sont présentées les principales hypothèses du modèle théorique est d'une importance capitale. D'abord, nous nous efforcerons à suivre un certain cheminement qui devrait retracer le sens des relations de causalité entre les variables du système. Celui-ci est important car l'approche de modélisation économétrique utilisée dans ce modèle est le VAR pour lequel l'ordre des variables est déterminant.

La théorie économique n'indique pas avec précision, du moins dans la plupart des cas, par quels mécanismes se communiquent les chocs. Il est même courant de trouver des cas où le sens des relations de causalité n'est pas clairement établi. Nous estimons qu'il est inutile de s'y appesantir davantage dans ce travail. Dans cette application, nous allons utiliser une des définitions plutôt pragmatiques en invoquant des éléments théoriques qui nous serviront de guide seulement puisque l'approche est par essence positive. En d'autres termes, nous partirons à la recherche de relations de corrélation significatives entre le taux de change réel et une famille de variables des fondamentaux qui concernent l'interface de l'économie nationale avec le reste du monde,

ou en termes plus concrets de sa position extérieure, situation qui coïnciderait trivialement avec un équilibre macroéconomique interne.

5.1 - Motivations théoriques et identifications des chocs primitifs

Le modèle utilisé ne calcule pas normalement les niveaux des variables à l'équilibre stationnaire mais les déviations des variables indicatrices par rapport à cette situation d'équilibre. Il est alors intéressant de commencer le processus d'identification par une définition des principaux chocs exogènes primitifs potentiels que l'économie algérienne peut subir.

5.1.1 - Le secteur des hydrocarbures

Le secteur des hydrocarbures représente, en Algérie, un poids prépondérant, d'où la nécessité de l'isoler des autres secteurs économiques. Il convient de lui réserver un traitement spécifique pour, au moins, deux raisons fondamentales :

1. Traiter ce secteur comme les autres conduirait à des conclusions biaisées du fait de son poids. Ce secteur présente de nettes disparités dans les niveaux de performances par rapport au reste de l'économie nationale. Les recettes budgétaires issues de ce secteur sont en moyenne de l'ordre de 65% des recettes budgétaires totales sur la période de 1997-2001. Dans le même intervalle de temps, les exportations de l'Algérie hors hydrocarbures sont en moyenne de 3.5% avec 4.7% en 1997 et 2.9% pour 2001. La contribution du secteur des hydrocarbures dans le PIB est de 31.2% pendant la même période. Il ressort de ces chiffres le degré de dépendance de l'économie nationale vis-à-vis du secteur des hydrocarbures aux deux niveaux soulignés.

2. La seconde raison est que l'essor et le déclin du secteur des hydrocarbures dépendent des conditions conjoncturelles sur lesquelles un pays de la taille de l'Algérie ne peut exercer aucun contrôle. Un secteur qui dépend des structures de la demande internationale dont les mécanismes de fonctionnement sont très compliqués est affecté d'une grande incertitude. Cet état des choses fait de l'économie algérienne un véritable système contraint et très vulnérable.

Pour ces deux raisons, le secteur des hydrocarbures mérite une attention particulière. Pour notre modèle, nous escomptons une relation de corrélation très significative entre les indicateurs du secteur des hydrocarbures et le taux de change réel. Le secteur des hydrocarbures pourrait exercer, à travers plusieurs canaux, de multiples effets sur le taux de change réel. Il convient de préciser tout d'abord que le sens de la causalité entre le «prix du pétrole» et le taux de change réel est nettement établi. En effet, le prix du pétrole est déterminé de façon exogène à l'économie nationale. Il n'est pas logique d'envisager un quelconque feed back sur les prix du pétrole. Du fait que le secteur des hydrocarbures soit une propriété de l'Etat en Algérie, nous estimons que les effets d'un choc exogène sur les prix du pétrole devraient se diffuser pour affecter le taux de change réel à travers deux canaux.

Le premier canal consiste dans le choc de l'offre de monnaie nationale suite aux entrées de devises. Cela dépend évidemment des orientations de la politique monétaire en matière de volonté et de capacité de stérilisation. Dans le cas d'une monétisation des entrées de devises, ce qui est généralement le cas, 65% des recettes budgétaires proviendront de la fiscalité pétrolière. La part de Sonatrach peut, par contre, ne pas être systématiquement monétisée. Le choc d'offre de monnaie devrait se solder par une dépréciation nominale de la monnaie.

Le deuxième canal est réel et passe par un choc de la demande réelle. En effet, la hausse des dépenses publiques faisant suite à l'afflux des devises engendre une hausse de la demande pour le secteur des biens non échangeables. Ce choc de demande entraîne une hausse immédiate des prix du secteur abrité, particulièrement si les capacités de réponse du système productif sont limitées ou lentes. Ceci devrait engendrer une appréciation du taux de change réel dans un premier temps (phénomène duth disease). Le différentiel important des prix attire les ressources vers le secteur abrité, des services essentiellement, au détriment du secteur des biens échangeables qui accuserait ainsi un retard.

Mais une fois le redéploiement effectué, la demande excédentaire satisfaite, les prix des biens non échangeables devraient en principe baisser et engendrer une dépréciation réelle sans que les mouvements des prix ne soit forcément symétriques (les prix sont généralement flexibles à la hausse et rigides à la baisse). L'effet résultant est donc ambigu. Il s'agit de le vérifier empiriquement. Le secteur des hydrocarbures sera représenté par la variable prix du pétrole (PP). Dans le long terme, l'effet des prix du pétrole sur le taux de change réel peut être capté aussi, dans notre modèle, à travers les autres fondamentaux.

5.2 - Les chocs monétaires

La politique monétaire en Algérie est conduite dans des conditions relativement compliquées, du moins pendant ces dernières années (après 1990). Il y'a au moins trois éléments qui la rendent ainsi. Premièrement, le passage de l'Algérie d'une économie étatique à une économie de marché nécessite une refonte du système monétaire national, certes déjà engagée. Cette mutation devrait être accompagnée d'un développement du secteur financier. Le deuxième facteur concerne le contrôle de l'offre eu égard à l'importance de la composante d'origine externe (l'impact des entrées de devises) qui est en plus affectée d'une grande incertitude. Le dernier facteur concerne le problème de l'incompatibilité des objectifs et des instruments fondamentaux de la politique monétaire dans le cadre d'une économie ouverte. Ce problème est fort bien connu dans la littérature économique sous le nom de triangle de R. Mundell (1963), (taux de change, mouvements de capitaux et offre de monnaie). Ce problème doit se poser inévitablement aux autorités monétaires algériennes. Décidément il n'est pas possible de concilier les trois éléments du triangle magique.

Notre intérêt se porte sur une vision hypothétique simple des mécanismes par lesquels un choc monétaire pourrait influencer le taux

de change réel. Ces mécanismes sont largement développés dans le cadre de l'analyse monétaire proprement dite, ou dans les théories macroéconomiques (Mundell - Fleming - 1963, R. Dornbush - 1976, Maurice Obstfeld - 1996, etc).

Concernant notre modèle, nous escomptons un double effet d'un choc monétaire sur le taux de change réel : un effet nominal du choc de l'offre de monnaie et un effet réel du choc de la demande ou effet de dépense. Une remarque importante s'impose concernant les effets d'un choc monétaire dans ce modèle : l'hypothèse forte, selon laquelle les chocs monétaires auraient un effet nul dans le long terme et que leur effets seraient considérés comme transitoires, paraît peu adaptée pour le cas de l'Algérie. Nous considérerons, une hypothèse moins forte, que l'effet des chocs monétaires doit être plus important dans le court terme par rapport au long terme. Cela ne doit pas être interprété comme une attitude monétariste. Cette hypothèse est justifiée pleinement dès lors qu'on repense profondément l'effet des prix du pétrole qui sont repérés de nouveau; ce qui pourrait être à l'origine d'une éventuelle redondance au vu de la technique de modélisation que nous utiliserons dans ce travail. Pour le captage des chocs monétaires, nous utiliserons le ratio de liquidité de l'économie mesuré par l'agrégat M2 en pourcentage du PIB (M2/PIB).

5.3 - Le taux de change nominal

Le taux de change nominal est une variable clé dans notre modèle. Le taux de change réel n'est rien d'autre qu'un taux de change nominal corrigé du différentiel des prix entre l'Algérie et le reste du monde. Il relate directement la valeur monétaire internationale de la monnaie nationale dans le taux de change réel. Nous considérons que les chocs monétaires, dans les pays auxquels nous comparons le pouvoir d'achat de la monnaie nationale en l'occurrence les Etats Unis, sont transmis à travers le canal du taux de change nominal.

5.4 - Les chocs de demande (absorption domestique)

Les chocs réels de la demande domestique ont évidemment un effet certain sur le taux de change réel. Les effets escomptés dans notre modèle sont au moins de deux types. Le premier effet direct est celui qu'exerce la demande excédentaire sur les prix des biens domestiques, notamment sur les biens non échangeables, à fortiori quand le système productif domestique a une capacité de réponse limitée. Le deuxième, moins immédiat mais agissant dans le même sens, se produit quand la nation dépense plus que son revenu (endettement). Les deux effets devraient théoriquement se traduire, à long terme, par une diminution du taux de change réel, soit une appréciation réelle de la monnaie. Cependant, le premier est transmis par le canal réel de l'augmentation des prix domestiques et le second par un canal nominal, soit par une appréciation nominale de la monnaie nationale du fait de la sortie des devises à long terme et donc du recul de l'offre de la monnaie nationale. Pour le captage de ces effets, nous utiliserons deux variables de demande (dépenses) qui sont en réalité complémentaires, voire même redondantes: l'absorption domestique globale rapportée au PIB

(AD/PIB) et la consommation de l'Etat également en pourcentage du PIB (DP/PIB)^[1]. Les signes attendus des paramètres sont donc négatifs pour les deux variables.

5.5 - L'épargne domestique et le compte courant

Nous utiliserons, dans ce modèle, une définition du compte courant tout à fait générique, comme dans Williamson (1984) ou dans les approches du FMI, M. Mussa et J. Frenkel (1984), H. Faruquee (1995) ou encore Ronald MacDonald (2000). Nous considérerons donc tout simplement que le compte courant est défini par la différence.

$$S - I = CA(q, AD, NFA) \dots\dots\dots (4)$$

Les approches théoriques établissent toutes une relation entre le taux de change réel et le solde du compte courant. Le taux de change réel affecte directement le compte courant par le solde de la balance commerciale grâce aux effets conjugués des termes de l'échange (dans le court terme) et de la compétitivité (long terme). Le mécanisme est fort bien connu dans les approches par élasticités de Marshall-Lerner et Williamson de la balance commerciale. Ce qui mérite d'être souligné est que, dans certaines de ces approches, le signe de la relation dépend du type de cotation retenu. Le signe du paramètre «compte courant», comme variable explicative, du taux de change réel devrait être positif dans notre travail, contrairement aux modèles théoriques qui utilisent souvent des taux de change nominaux cotés au certain.

L'effet du compte courant sur le taux de change réel est en réalité ambigu. Il se communique par les canaux nominal et réel, c'est-à-dire que le solde positif du compte courant devrait d'abord se traduire par un accroissement de l'offre de monnaie d'origine externe et par une dépréciation du taux de change nominal sauf dans le cas d'une politique de stérilisation totale ; ce qui est théoriquement impossible (M. Mussa 1984). Le choc réel se communique via les dépenses supplémentaires qui se traduiront par une hausse des prix domestiques, notamment dans le cas d'une offre domestique insuffisamment élastique. Les deux effets sur le taux de change réel sont naturellement opposés avec un écart dans le temps de réponse dans le cas d'une rigidité des prix. Nous supposons, à priori, que le premier effet l'emporte toujours sur le second. Le compte courant peut prendre des valeurs négatives. Il sera représenté par la différence entre les variables de l'épargne domestique globale et de l'investissement domestique global et sera notée (DS/PIB).

5.6 - La dette extérieure

Prendre pour cible de l'équilibre externe un solde de compte courant nul n'a pas de sens, du moins dans le court terme, d'où la possibilité de déficit qui suppose que la nation pourrait s'endetter. La contrainte de l'équilibre externe, dans ce cas, pourrait être exprimée comme étant un niveau d'endettement soutenable; ce qui se traduit par la stabilité du ratio stock de la dette/PIB dans la plupart des travaux empiriques, notamment dans les approches normatives à la Williamson. Cependant,

le compte courant peut être directement relié à l'équation de la dynamique d'endettement comme dans Coudert (1999). Le principe est simple et veut que le déficit éventuel du compte courant soit compensé par un endettement externe. L'effet de l'endettement pourrait être considéré sur différents horizons. Un effet positif transitoire sur le taux de change réel de court terme se traduirait normalement par un effet similaire à celui d'un excédent du compte courant mais, à long terme. Le second effet est lié au service de la dette. Le taux de change réel doit s'apprécier du fait de la sortie de devises. Ce second effet est celui que le modèle devrait mettre en évidence dans le long terme. Les variables potentielles représentatives de l'endettement sont l'encours de la dette extérieure en milliards de \$ des E.U que donne la (DE), et le ratio stock de la dette extérieure/PIB (DE/PIB).

5.7 - Les avoirs extérieurs nets

Cette variable est naturellement l'un des fondamentaux clés qui devrait déterminer théoriquement le taux de change réel. Il s'agit de l'une des contreparties de la monnaie nationale. La relation entre les avoirs extérieurs et le taux de change réel dans le cas de l'Algérie devrait être normalement très significative. L'effet de cette variable sur le taux de change réel s'exercerait théoriquement en passant par deux canaux: celui de l'offre supplémentaire de la monnaie sur le taux de change nominal et l'effet revenu qui passe par le canal de la demande sur les prix domestiques. Les deux effets jouent dans le même sens, avec éventuellement un écart temporel du fait des rigidités réelles et du différentiel dans la vitesse de transmission des deux effets qui se rejoignent à long terme. Le signe du paramètre attendu théoriquement est négatif. Une augmentation des avoirs extérieurs entraîne une appréciation du taux de change réel. Cette variable est notée (NFA) dans notre modèle.

5.8 - Le taux de change réel

Le modèle est conçu essentiellement pour étudier le comportement du taux de change réel. Contrairement au taux de change nominal qui est affecté par les comportements spéculatifs, le taux de change réel se prête mieux à la prise en compte des fondamentaux dans sa détermination et donc dans la détermination de la valeur réelle extérieure de la monnaie nationale. Notre objectif est de déterminer un taux de change réel d'équilibre sur la base du comportement des fondamentaux de l'économie en premier lieu; ce qui rend facile la déduction d'un taux de change nominal d'équilibre. L'équilibre qui tiendrait compte des fondamentaux de l'économie et des comportements spéculatifs caractérisent généralement les marchés de change non efficaces dans la plupart des cas. Cette approche est pertinente à plus d'un titre dans le cas l'Algérie.

Premièrement, au lieu d'un marché de change, il y a deux marchés de change, officiel et parallèle. Deuxièmement, ni l'un ni l'autre ne sont à même de former un taux de change nominal d'équilibre. Le marché officiel est dans un état embryonnaire, avec des mesures de contrôle très restrictives, une convertibilité partielle, autant de caractéristiques qui

l'éloignent d'un marché au sens orthodoxe. Il y a peut être deux marchés parallèles compte tenu des conditions très opaques dans lesquelles ont lieu les transactions. Il nous paraît très opportun de procéder à une investigation purement empirique à la recherche de relations de causalité qui nous guideront dans la détermination du taux de change nominal d'équilibre à travers la mise en évidence de relations entre les fondamentaux de l'économie et le taux de change réel.

5.9 - Le concept d'équilibre macro-économique

Le modèle théorique que nous utilisons dans la description de notre économie est keynésien (un modèle de demande) qui n'explicite pas formellement les chocs d'offre. C'est une hypothèse qui paraît ne pas être en contradiction avec le cas d'une économie en développement, donc en phase de croissance. Le système productif ne devrait pas théoriquement subir des pressions, du moins dans le court terme. Le modèle s'inspire vaguement du modèle de Mundell - Fleming dans sa version dynamique stochastique développée par M. Obstfeld (1985). Dans notre modèle, les relations avec le reste du monde se trouvent nettement aménagées du fait du degré d'intégration internationale très réduit de l'Algérie. Nous avons supposé que l'état de l'équilibre externe se solde sur l'état du secteur des hydrocarbures qui domine la structure de nos échanges avec le reste du monde. Le concept d'équilibre est, dans ce modèle, implicitement sous jacent à la validation de la spécification en VAR. Ceci est le propre des techniques de modélisation VAR.

Nous supposons que l'économie est continuellement sur son sentier de croissance soutenable de long terme mais admet des déviations par rapport à l'équilibre dans le court terme du fait des chocs conjoncturels que reçoit l'économie. L'état d'équilibre est supposé atteint par le jeu de différents mécanismes d'ajustements du marché, augmenté de politiques économiques ponctuelles pour suppléer les imperfections du marché dont l'organisation est encore nettement imparfaite. L'économie est dotée de mécanismes qui la conduisent vers une situation d'équilibre et de forces de rappel qui assurent la stabilité de cet équilibre. Ces hypothèses sont évidemment trop fortes mais nécessaires pour notre construction. Ce concept d'équilibre est parfaitement adapté aux modèles VAR qui modélisent non pas l'état de l'équilibre mais les déviations par rapport à l'équilibre. La condition limite de ce cadre hypothétique est qu'empiriquement la stabilité du système conçu sous forme de VAR est une condition suffisante pour pouvoir dire que l'économie est en situation d'équilibre si la stabilité statistique est vérifiée.

De façon plus concrète, l'économie est supposée presque entièrement contrainte et où l'équilibre se solde en réalité sur le secteur des hydrocarbures. L'équilibre interne est atteint continuellement en vertu du principe de la demande effective (Keynésienne). Toutes les variables des fondamentaux utilisées sont essentiellement rapportées au niveau du PIB. En situation d'équilibre, de tels rapports devraient avoir une croissance nulle.

6 - UN MODÈLE AVEC UNE RELATION DE COINTÉGRATION VECM (1.1)

Nous avons établi que les séries de données utilisées ne sont pas stationnaires en niveau et qu'elles sont presque toutes intégrées I(1). En plus des risques inhérents aux éventuels mauvais procédés de stationnarisation, l'application du filtre aux différences premières pour les stationnariser nous ferait perdre de l'information alors que l'échantillon est déjà de taille critique. Afin d'exploiter ces données, nous utiliserons un modèle VECM qui explicite de façon formelle la dynamique du taux de change réel de long et court termes. Les tests préliminaires de détection des relations de cointégration entre les différentes variables étudiées indiquent clairement l'existence de relations de cointégration du système étudié. L'estimation est effectuée selon la méthode de Johansen, applicable au cas multivarié. Le test de la trace indique l'existence de quatre (04) équations de cointégration au seuil de 5% et trois (03) équations au seuil de 1%; ce qui est très proche de la certitude. Le test du (LR ratio) du maximum des valeurs propres indique l'existence de deux (02) équations de cointégration au seuil de 5% et au seuil de 1%. A la suite de tels résultats, il est tout à fait vraisemblable d'admettre l'existence effective d'une relation de cointégration des variables qui forment notre modèle (voir tableau n°1).

Tableau n°1 : Tests de cointégration : Statistiques de la Trace (TR) et de (LR)

Hypothesized	Eigenvalue	Trace	5 %	1 %
No. of CE(s)		Statistic	Critical Value	Critical Value
None **	0.918416	238.4571	156.00	168.36
At most 1 **	0.809110	158.2613	124.24	133.57
At most 2 **	0.673044	105.2674	94.15	103.18
At most 3 *	0.583921	69.49367	68.52	76.07
At most 4	0.381804	41.43354	47.21	54.46
At most 5	0.339424	26.04315	29.68	35.65
At most 6	0.296317	12.77459	15.41	20.04
At most 7	0.046655	1.528903	3.76	6.65

Series : Ln(q) Ln(PP) Ln(M2/PIB) Ln(E) Ln(AD/PIB) Ln(DS/PIB)
Ln(DE/PIB) Ln(NFA)

Lags interval (in first differences) : 1 to 1
Unrestricted Cointegration Rank Test

(**) Denotes rejection of the hypothesis at the 5% (1%) level

* Trace test indicates 4 cointegrating equation(s) at the 5% level
Trace test indicates 3 cointegrating equation(s) at the 1% level

Hypothesized	Eigenvalue	Max-Eigen	5 Percent	1 Percent
No. of CE(s)		Statistic	Critical Value	Critical Value
None **	0.918416	80.19579	51.42	57.69
At most 1 **	0.809110	52.99393	45.28	51.57
At most 2	0.673044	35.77371	39.37	45.10
At most 3	0.583921	28.06013	33.46	38.77
At most 4	0.381804	15.39039	27.07	32.24
At most 5	0.339424	13.26857	20.97	25.52
At most 6	0.296317	11.24568	14.07	18.63
At most 7	0.046655	1.528903	3.76	6.65

* (**) Denotes rejection of the hypothesis at the 5% (1%) level

Max-eigenvalue test indicates 2 cointegrating equation(s) at both 5% and 1% levels

Source : Calcul effectué sur EViews 4.1, pour les séries utilisées par nous même.

Nous supposons alors que notre économie, représentée par les variables étudiées, admet une représentation sous forme d'un modèle

VECM, de la forme générale donnée par Engle et Granger (1987). Elle consiste à proposer une représentation alternative à la représentation en VAR proposée, à l'origine, par Sims (1980). La forme réduite du modèle VAR est la suivante :

$$A(L)X_t = \delta + \varepsilon_t, \quad A(L) = I_n - \sum_{i=1}^p A^i L_i, \quad \text{et} \quad A(0) = I_n \dots \dots \dots (5)$$

(ε_t) : est le vecteur des termes d'erreurs stationnaires (bruits blancs), de moyennes nulles et de variances (Σ_{ε}) finies. C'est l'une des hypothèses stochastiques fondamentales du modèle.

Selon Engle et Granger, le polynôme des matrices des coefficients du modèle VAR (forme réduite) peut être reparamétrisé comme suit :

$$A(L) = A(1)L + A^*(L)(1-L).$$

Si la matrice $A(1)$ est de rang $(r) < (n)$, alors le modèle VAR admet une représentation suivante :

$$A^*(L)\Delta X_t = \delta - A(1)X_{t-1} + \varepsilon_t, \quad A^*(L) = I_n - \sum_{i=1}^{p-1} A_i^* L_i, \quad \text{et} \quad A_i^* = \sum_{j=i+1}^p A_j \quad (6)$$

Du moment où $X(t)$ est supposé cointégré $I(1)$, $\Delta X(t)$ est stationnaire ou intégré d'ordre $I(0)$; la matrice $(-A(1))$ peut donc être décomposée en deux matrices (α, β') où les matrices α et β sont $(n \text{ par } r)$ et de plein rang (r) .

L'estimation d'un modèle VAR, après lui avoir imposé une seule équation de cointégration, a donné des résultats nettement meilleurs que ceux du VAR sans restrictions. Pour des comparaisons préliminaires, on a du estimer différentes versions de VAR sans restrictions ni cointégration. A présent, nous allons diagnostiquer ce modèle pour évaluer sa pertinence statistique et économétrique. Les résultats obtenus sont nettement nuancés concernant la relation de cointégration et la relation de long terme du taux de change réel. Nous nous intéresserons particulièrement au taux de change réel bien que cette maquette puisse aussi être utilisée pour l'analyse des autres variables économiques.

Le modèle contient huit variables endogènes, avec une relation de cointégration normalisée sur le taux de change réel, et vérifie la condition de stabilité comme le montre les racines des polynômes caractéristiques du modèle. Si nous établissons une petite comparaison avec le modèle précédent, nous remarquons que la condition de stabilité est vérifiée dans le VECM de façon nette, contrairement au modèle VAR précédent. Cela augmente, entre autre, la puissance des tests de validation du modèle. Le nombre maximal de retards à intégrer dans le VECM est de $(P=1)$ en raison de la taille de l'échantillon.

La représentation graphique des racines des polynômes caractéristiques du VECM dans le plan complexe montre encore une

fois que le modèle est parfaitement stable, c'est-à-dire que les huit variables utilisées forment un système dynamique stationnaire conforme au concept d'équilibre macroéconomique énoncé dans le modèle théorique.

6.1 - Les tests de diagnostic du VECM

La matrice des coefficients de corrélations des résidus montre que les résidus des différentes équations du modèle sont sensiblement corrélés (voir tableau n°2). Ceci veut dire que les innovations contemporaines des différents processus que constituent les résidus sont corrélés et cette situation pose évidemment de nouveau le problème de l'identification par rapport à l'origine des chocs exogènes et par conséquent à l'interprétation économique des réponses impulsionnelles des variables endogènes. Il s'agira d'orthogonaliser ces chocs par la suite dans l'analyse des fonctions de réponses impulsionnelles.

Tableau n°2 : Matrice des coefficients de corrélations contemporaines des résidus

↓→	Ln(q)	Ln(PP)	Ln(M/PIB)	Ln(E)	Ln(AD/PIB)	Ln (DS/PIB)	Ln (DE/PIB)	Ln(NFA)
Ln(q)	1.000000	0.185825	-0.566300	0.943584	-0.152981	0.416299	0.057285	0.390058
Ln(PP)	0.185825	1.000000	-0.497781	0.026126	-0.585106	0.453038	-0.488894	0.194606
Ln(M/PIB)	-0.566300	-0.497781	1.000000	-0.583139	0.545292	-0.428332	0.120187	-0.368590
Ln(E)	0.943584	0.026126	-0.583139	1.000000	-0.007667	0.359331	0.259013	0.414581
Ln(AD/PIB)	-0.152981	-0.585106	0.545292	-0.007667	1.000000	-0.307221	0.321164	-0.491770
Ln(DS/PIB)	0.416299	0.453038	-0.428332	0.359331	-0.307221	1.000000	-0.210585	0.714032
Ln(DE/PIB)	0.057285	-0.488894	0.120187	0.259013	0.321164	-0.210585	1.000000	0.148730
Ln(NFA)	0.390058	0.194606	-0.368590	0.414581	-0.491770	0.714032	0.148730	1.000000

Source : Calculé sur Eviews 4.1, par nous même.

La matrice des variances des résidus montre que les résidus ont des variances covariances finies (Tableau n°3), vérifient l'une des hypothèses stochastiques fondamentales du modèle, et indiquent que le modèle vérifie l'une des conditions fondamentales de stabilité.

Tableau n°3 : Matrice des variances covariances des résidus

↓→	Ln(q)	Ln(PP)	Ln(M/PIB)	Ln(E)	Ln(AD/PIB)	Ln(DS/PIB)	Ln(DE/PIB)	Ln(NFA)
Ln(q)	0.002010	0.002700	-0.003120	0.006912	-0.003510	0.002558	0.000492	0.008935
Ln(PP)	0.002700	0.105042	-0.019826	0.001384	-0.097036	0.020127	-0.030359	0.032227
Ln(M/PIB)	-0.003120	-0.019826	0.015102	-0.011710	0.034290	-0.007216	0.002830	-0.023145
Ln(E)	0.006912	0.001384	-0.011710	0.026699	-0.000641	0.008049	0.008109	0.034614
Ln(AD/PIB)	-0.003510	-0.097036	0.034290	-0.000641	0.261838	-0.021550	0.031488	-0.128578
Ln(DS/PIB)	0.002558	0.020127	-0.007216	0.008049	-0.021550	0.018791	-0.005531	0.050012
Ln(DE/PIB)	0.000492	-0.030359	0.002830	0.008109	0.031488	-0.005531	0.036711	0.014561
Ln(NFA)	0.008935	0.032227	-0.023145	0.034614	-0.128578	0.050012	0.014561	0.261080

6.1.3 - Tests de Wald sur les paramètres du modèle

Le test de Wald d'exclusion de retards nous indique des résultats partiels qui ne rejettent pas l'hypothèse nulle pour plusieurs coefficients pris isolément, mais indique pour l'hypothèse jointe que (H_0) peut être rejetée avec un seuil de signification de (00)%. Cela veut dire que les coefficients du modèle sont pertinents en bloc. Il en résulte qu'un test isolé pour un seul paramètre n'invalide pas le modèle entier.

Tableau n°4 : Test de Wald sur les paramètres

	Dln(q)	Dln(PP)	Dln(M2)	Dln(E)	Dln(AD)	Dln(DS)	Dln(DE)	Dln(NFA)	Joint
D Lag 1	1.742182 [0.987922]	10.34650 [0.241543]	12.57125 [0.127478]	8.454906 [0.390340]	17.18043 [0.028284]	8.783929 [0.360850]	4.401937 [0.819162]	9.681439 [0.288100]	753.848 [0.0000]
df	8	8	8	8	8	8	8	8	64

Date : 02/18/06 Time: 23:03

Sample : 1970 - 2003

Included observations : 32

Chi-squared test statistics for lag exclusion : Numbers in [] are p-values

Source : Calcul effectué sur EViews 4.1, par nous même.

6.1.4 - Le modèle VECM estimé

L'estimation du modèle VECM avec une relation de cointégration dont l'équation est normalisée sur la variable endogène du taux de change réel est la suivante. L'opérateur (D) est un filtre aux différences premières. $V(1)$ est le vecteur des coefficients de l'équation de

cointégration dans les différentes équations du modèle. C'est le vecteur des vitesses d'ajustement vers l'équilibre. $V(2)$ est le vecteur des termes constants des relations de court terme dans les équations du système.

$$\begin{bmatrix} D(q_t) \\ D(PF)_t \\ D\left(\frac{M2}{PIB}\right)_t \\ D(E_t) \\ D\left(\frac{AD}{PIB}\right)_t \\ D\left(\frac{DS}{PIB}\right)_t \\ D\left(\frac{DE}{PIB}\right)_t \\ D(NFA)_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} v(1) \\ -0.0792 \\ -1.0951 \\ -0.0111 \\ 0.04528 \\ -6.4018 \\ 0.01568 \\ 1.24075 \\ -5.0167 \end{bmatrix} \underbrace{[Coint\acute{e}Eq]}_{\substack{\text{Normalis\acute{e}e} \\ \text{Sur Le Taux} \\ \text{de Change} \\ \text{R\acute{e}el}(q)}} + \begin{bmatrix} 0.4015 & 3.253 & 0.12775 & -0.9405 & 16.5698 & 0.49465 & -2.663 & 0.9861 \\ 0.0094 & 0.1687 & -0.097 & 0.06533 & -1.007 & -0.1016 & -0.0745 & 0.0004 \\ 0.0047 & 0.010630 & 0.026910 & 0.0012 & -2.3985 & -0.6068 & -0.6438 & -1.024 \\ -0.054 & -1.338 & -0.19210 & 0.73184 & -5.8909 & -0.5404 & 0.3644 & -1.444 \\ 0.0059 & 0.0066 & -0.0026 & 0.0292 & -0.2364 & -0.0477 & 0.0283 & -0.202 \\ -0.076 & 0.3599 & 0.0854 & -0.3318 & -1.5226 & -0.025360 & 0.07639 & -0.827 \\ 0.0059 & 1.0466 & -0.3776 & -0.0117 & 0.07389 & 0.12344 & -0.0343 & 0.0828 \\ -0.0044 & -0.1169 & 0.0679 & -0.024110 & 0.5184 & 0.05625 & -0.0371 & -0.1187 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} D(q_{t-1}) \\ D(PF)_{t-1} \\ D\left(\frac{M2}{PIB}\right)_{t-1} \\ D(E)_{t-1} \\ D\left(\frac{AD}{PIB}\right)_{t-1} \\ D\left(\frac{DS}{PIB}\right)_{t-1} \\ D\left(\frac{DE}{PIB}\right)_{t-1} \\ D(NFA)_{t-1} \end{bmatrix} + \underbrace{\begin{bmatrix} 0.010223 \\ 0.163029 \\ 0.018257 \\ 0.034243 \\ 0.365063 \\ 0.057901 \\ 0.019342 \\ 0.388659 \end{bmatrix}}_{V(2)}$$

Matrice des coefficients de la dynamique court terme.

6.1.5 - Tests de l'autocorrélation des résidus du modèle

Les tests sur les résidus corroborent les propositions précédentes et montrent que cette spécification apporte effectivement une nette amélioration. Les deux tests utilisés sont les tests de Box-Pierce/Ljung-Box (la statistique Q) et le multiplicateur de Lagrange (LM).

- **Le test de Box-Pierce (statistique Q)**

Dans le modèle précédent, nous avons trouvé que l'hypothèse (H0) est rejetée systématiquement pour tous les niveaux de l'ordre de l'autocorrélation avec une probabilité d'erreur de deuxième espèce nulle. Dans ce modèle, le test montre que l'hypothèse nulle (H0 absence d'auto corrélation) ne peut pas être rejetée, au seuil de probabilité acceptable de 5%, pour la plupart des niveaux d'ordre d'autocorrélation. Ceci réduit sensiblement le risque de l'auto corrélation des résidus et dénote d'une nette amélioration du modèle et de la pertinence de l'ajustement.

Tableau n° 5 : H0: no residual autocorrelations up to lag h

Lags	Q-Stat	Prob.	Adj Q-Stat	Prob.	df
1	27.18864	NA*	28.06569	NA*	NA*
2	70.38208	0.2726	74.13870	0.1811	64
3	148.1592	0.1074	159.9617	0.0292	128
4	214.2997	0.1292	235.5509	0.0176	192
5	263.9414	0.3532	294.3854	0.0497	256
6	314.8431	0.5709	357.0338	0.0754	320
7	368.9518	0.7006	426.2928	0.0672	384
8	411.9645	0.8879	483.6431	0.1185	448
9	471.2505	0.9011	566.1280	0.0489	512
10	514.9325	0.9676	629.6655	0.0601	576
11	562.2691	0.9877	701.7973	0.0452	640
12	603.3442	0.9975	767.5175	0.0483	704
13	651.0253	0.9991	847.8226	0.0235	768
14	678.6643	1.0000	896.9585	0.0583	832
15	716.5605	1.0000	968.2926	0.0465	896

Résultat du test de Box-Pierce/Ljung-Box.

Date : 02/11/06 Time: 06:56

Sample : 1970 - 2003

Included observations : 32

* The test is valid only for lags larger than the VAR lag order.

df is degrees of freedom for (approximate) chi-square distribution

Source : Calcul effectué sur EViews 4.1, par nous même.

• Le test du multiplicateur de Lagrange (LM)

Si le test précédent n'est pas catégorique, la statistique (LM) indique, dans ce cas, un résultat tout à fait contraire à celui du modèle précédent. Dans le modèle précédent, la stat-LM a rejeté l'hypothèse (H0) avec une probabilité d'erreur nulle. Par contre, dans le présent modèle VECM, l'hypothèse (H0) ne peut pas être rejetée. Il est donc possible de considérer ici que le risque de l'autocorrélation des erreurs est nettement amoindri sinon éliminé.

Tableau n°6 : Résultat du test (LM) sur l'autocorrélation des résidus du modèle VECM (1.1)

Lags	LM-Stat	Prob
1	48.23473	0.9289
2	41.28341	0.9878
3	83.22979	0.0535
4	69.16069	0.3075
5	53.59953	0.8198
6	66.96679	0.3756
7	81.37502	0.0704
8	53.64347	0.8186
9	90.56030	0.0161
10	61.39755	0.5691
11	84.18643	0.0462
12	91.84414	0.0128
13	121.3416	0.0000
14	67.73536	0.3510
15	70.07453	0.2812

H0 : no serial correlation at lag order h

Date : 02/11/06 Time: 06:59

Sample : 1970 - 2003

Included observations : 32

Probs from chi-square with 64 df.

Source : Calcul effectué sur EViews 4.1, par nous même.

6.2 - La relation de cointégration

Les résultats de l'estimation de la relation de cointégration sont statistiquement très significatifs. Le test de Student rejette l'hypothèse

nulle ($H_0 : \beta = 0$) pour l'ensemble des variables (avec un retard). Par contre, le coefficient de l'équation de cointégration (vitesse d'ajustement) n'est pas statistiquement et significativement différent de zéro au seuil de 5% quand l'équation de cointégration est normalisée sur le taux de change réel. Il devient, cependant, nettement significativement différent de zéro si l'équation de cointégration est normalisée sur la variable de l'absorption domestique qui est stationnaire en niveau, ce qui montre que la spécification en VECM dans ce modèle ne peut pas être invalidée par un coefficient dont l'estimation est probablement biaisée.

Tableau n°7 : Résultat de l'estimation de la relation cointégration normalisée sur le taux de change réel

Equation de cointégration	CointEq1
LOG(q)(t-1))	1.000000
LOG(PP)(t-1))	0.027827 (0.00817) [3.40569]
LOG(M2/PIB)(t-1))	-0.060162 (0.02344) [-2.56635]
LOG(E)(t-1))	-0.303481 (0.01673) [-18.1368]
LOG(AD/PIB)(t-1))	0.082076 (0.01093) [7.51103]
LOG(DS/PIB)(t-1))	-0.569864 (0.04892) [-11.6482]
LOG(DE/PIB)(t-1))	-0.063993 (0.01437) [-4.45190]
LOG(NFA)(t-1))	0.114130 (0.01059) [10.7760]
C	1.198989

Estimation de l'équation de cointégration

Sample (ajusted) : 1972 2003

observations : 32 after adjusting endpoints

Standard errors in () & t-statistics in []

Source : calcul effectué par nous même, sur EViews 4.1.

Cette relation formalise la dynamique de long terme par laquelle le taux réel s'ajuste vers sa valeur d'équilibre de long terme. Cette relation de cointégration stationnaire devrait s'annuler évidemment dans le long terme au voisinage de l'état d'équilibre stationnaire du système. L'équation de cointégration est la suivante après remplacement :

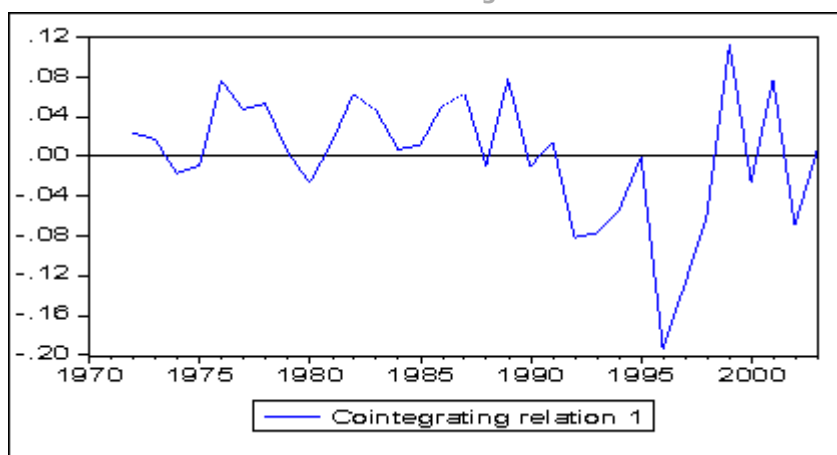
$$\text{Cointéq1} = \log q_{t-1} + \frac{0.0278}{(3.40569)} \log PP_{t-1} - \frac{0.060162}{(2.56635)} \log \left(\frac{M2}{PIB} \right)_{t-1} - \frac{0.303481}{(18.1368)} \log E_{t-1} + \frac{0.082076}{(7.51103)} \log \left(\frac{AD}{PIB} \right)_{t-1} - \frac{0.569864}{(11.6482)} \log \left(\frac{DS}{PIB} \right)_{t-1} - \frac{0.0633993}{(4.45190)} \log \left(\frac{DE}{PIB} \right)_{t-1} + \frac{0.114130}{(10.7760)} \log(NFA)_{t-1} + 1.9899$$

(.) : t.stat

Les chiffres entre parenthèses sont relatifs à la statistique de Student. Les coefficients de l'équation sont statistiquement très significatifs. Economiquement, ils sont également très significatifs. La relation de cointégration n'intègre pas de tendance mais elle contient une dérive. Nous pouvons le justifier aisément. L'intégration d'une tendance dans la

relation de long terme n'a aucun sens économique et serait même contraire au concept d'équilibre de ce modèle. L'intégration de la dérive se justifie, par contre, facilement car le modèle ne contient pas éventuellement toutes les variables explicatives du comportement du taux de change réel. Le mécanisme d'ajustement vers l'équilibre de long terme du taux de change réel s'explique aisément en référence à notre modèle théorique, sachant que théoriquement le taux de change réel devrait converger vers un équilibre de PPA. Nous pouvons, par exemple sur la représentation graphique de cette relation, repérer aisément le choc drastique de la dévaluation nominale de 1994 qui peut être interprété comme un choc exogène. Le système retrouve son équilibre de long terme par le jeu des forces de rappel intrinsèques de l'économie que modélise cette relation de cointégration.

Figure 1 : Graphe de la relation de cointégration normalisée sur le taux de change réel



Source : Calcul effectué sur EViews 4.1, par nous même.

Le coefficient de cette équation est de signe négatif; ce qui constitue une condition pour que la spécification avec VECM soit validé. Il est interprété comme la vitesse d'ajustement du taux de change réel vers son niveau d'équilibre de long terme. La vitesse d'ajustement est de $\alpha = (-0.079130)$, c'est-à-dire la vitesse à laquelle la déviation du niveau d'équilibre sera résorbée par le système. Cette vitesse d'ajustement du taux de change réel vers sa valeur d'équilibre de long terme est relativement grande par comparaison au résultat ($\alpha = -0.008987$) obtenu par Piritta Sorsa [2] (1999). Cela pourrait être expliqué éventuellement par la spécification de l'auteur qui a négligé d'importantes variables de la dynamique du taux de change réel en Algérie. En effet, Piritta Sorsa s'est intéressée au prix du pétrole qui est, certes, à l'origine des principaux chocs exogènes primitifs (étrangers). Il s'est intéressé aussi aux variables du commerce extérieur dont la structure actuelle ne peut fournir vraiment des éléments explicatifs supplémentaires du taux de change réel par rapport au prix du pétrole. Par contre, les autres fondamentaux sont capables de fournir d'assez importants éléments d'explication de la dynamique du taux de change réel comme il a été établi le long de ce travail.

6.3 - Le modèle du taux de change réel d'équilibre de long terme

Dans ce modèle VECM (1.1), le modèle du taux de change réel pour l'Algérie est encore mieux explicité dans la mesure où il fournit, à la fois, la relation d'équilibre de long terme et le mécanisme de la dynamique de court terme en vertu duquel le taux de change réel est ramené à son niveau d'équilibre de long terme (stationnaire) par des forces de rappel que modélise la relation de cointégration. Exprimé en différences premières, le taux de change réel dans ce modèle est donné par :

$$\begin{aligned} D\log q_t = & -0.0791[Cointeeq] + 0.4071.D\log q_{t-1} + 0.009.D\log PP_{t-1} + 0.0047.D\log\left(\frac{M2}{PIB}\right)_{t-1} \\ & - 0.053.D\log E_{t-1} + 0.0059.D\log\left(\frac{AD}{PIB}\right)_{t-1} - 0.076.D\log\left(\frac{DS}{PIB}\right)_{t-1} + 0.0059.D\log\left(\frac{DE}{PIB}\right)_{t-1} \\ & - 0.00449.D\log(NFA)_{t-1} + 0.010223 \end{aligned}$$

Nous pouvons dire que les coefficients des différentes variables qui exercent des effets de court terme sur le taux de change réel, effets que nous avons qualifiés de transitoires, sont en général moins robustes que les coefficients de la relation de long terme. Dans le court terme, seuls le taux de change réel retardé, l'épargne domestique et le taux de change nominal ont des coefficients relativement significatifs de (0.407145), (-0.076) et (-0.05344) respectivement. Les autres variables du modèle (offre de monnaie, dette extérieure, absorption domestique, avoirs nets extérieurs et prix du pétrole) ont toutes des effets insignifiants sur le taux de change réel dans le court terme. Ce résultat appelle une remarque importante concernant l'absence d'effet immédiat du prix de pétrole sur le taux de change réel. Il s'explique par l'exogénéité du prix du pétrole bien que cette hypothèse ne soit pas forte dans le modèle. Nous avons imposé au Vecteur estimé une disposition de telle sorte que la chaîne des causalités garantisse la transmission des effets du prix du pétrole à travers les autres fondamentaux de l'économie. Ce qui est relativement proche de la réalité en l'Algérie où le secteur des hydrocarbures est la propriété de l'Etat, contrairement au cas des pays où le secteur des hydrocarbures est une propriété privée. Le taux de change réel courant pour l'Algérie peut être exprimé au moment (t) sous la forme d'un modèle où le taux de change réel courant s'exprime sous forme d'un processus non stationnaire (avec une racine unité), mais avec un mécanisme correcteur d'erreur :

$$\begin{aligned} q_t = & q_{t-1} + 0.4071.D(q_{t-1}) + 0.0094.D(PP)_{t-1} + 0.0047.D\left(\frac{M2}{PIB}\right)_{t-1} - 0.053444.D(E)_{t-1} + \\ & 0.005897.D\left(\frac{AD}{PIB}\right)_{t-1} - 0.076.D\left(\frac{DS}{PIB}\right)_{t-1} + 0.005912.D\left(\frac{DE}{PIB}\right)_{t-1} - 0.0045.D(NFA)_{t-1} \\ & + 0.010223 - 0.079130.[Cointeeq] + \varepsilon_t. \end{aligned}$$

Le taux de change réel courant de l'Algérie au moment (t) est fonction de trois composantes. La première est le taux de change réel de l'année précédente (t-1), variable à laquelle le modèle associe une racine unité conformément à l'esprit de la spécification en VECM. La deuxième composante concerne les relations de la dynamique de court terme qui sont des chocs transitoires. La dernière concerne la relation de cointégration ou le mécanisme correcteur d'erreur. Quand la déviation par rapport à l'équilibre se trouve complètement résorbée, corrigée par le mécanisme correcteur d'erreur qui décrit la dynamique de long terme

du modèle, la relation de cointégration s'annule. Ainsi, le modèle du taux de change réel courant peut être exprimé comme suit, c'est-à-dire en fonction des chocs transitoires seulement :

De qui précède, nous pouvons aisément définir deux relations du taux de change réel d'équilibre dérivées de ce modèle.

6.4 - Taux de change réel d'équilibre de long terme

A long terme, les chocs transitoires s'estampent et disparaissent, ce qui veut dire que l'expression suivante s'annule :

$$\begin{aligned} q_t = & q_{t-1} + 0.4071 (q_{t-1} - q_{t-2}) + 0.0094 D(PPI)_{t-1} + 0.0047 D\left(\frac{M2}{PIB}\right)_{t-1} - 0.054 (E_{t-1} - E_{t-2}) \\ & + 0.005897 D\left(\frac{AD}{PIB}\right)_{t-1} - 0.076 D\left(\frac{DS}{PIB}\right)_{t-1} + 0.00592 D\left(\frac{DE}{PIB}\right)_{t-1} \\ & - 0.0045 D(NFA)_{t-1} + 0.011 + \varepsilon \end{aligned}$$

Le terme d'erreur (ε) de distribution gaussienne a une moyenne nulle à long terme. A long terme, le taux de change réel s'ajuste vers sa valeur d'équilibre. Au voisinage de l'équilibre, nous pouvons alors, par approximation, écrire :

$$(q_t - q_{t-1} = \bar{q}), \quad \bar{q}: \text{le taux de change réel d'équilibre de long terme.}$$

De l'équation de cointégration qui s'annule, nous avons :

$$\begin{aligned} q_{t-1} = & -\frac{0.02781}{(3.41589)} \log PPI_{t-1} + \frac{0.06016}{(2.56635)} \log\left(\frac{M2}{PIB}\right)_{t-1} + \frac{0.303481}{(18.1368)} \log E_{t-1} - \frac{0.082071}{(7.51103)} \log\left(\frac{AD}{PIB}\right)_{t-1} \\ & + \frac{0.569864}{(11.6482)} \log\left(\frac{DS}{PIB}\right)_{t-1} + \frac{0.0633993}{(4.45190)} \log\left(\frac{DE}{PIB}\right)_{t-1} - \frac{0.114131}{(10.7760)} \log(NFA)_{t-1} - 1.9898 \end{aligned}$$

(.): Les chiffres entre parenthèses sont relatifs à la statistique de Student

Le taux de change réel d'équilibre de long terme, en fonction des fondamentaux étudiés, peut être exprimé comme suit :

$$\begin{aligned} \bar{q}_t = & -\frac{0.0278}{(3.40569)} \log PPI_{t-1} + \frac{0.060}{(2.56635)} \log\left(\frac{M2}{PIB}\right)_{t-1} + \frac{0.3034}{(18.1368)} \log E_{t-1} - \frac{0.082}{(7.51103)} \log\left(\frac{AD}{PIB}\right)_{t-1} \\ & + \frac{0.5698}{(11.6482)} \log\left(\frac{DS}{PIB}\right)_{t-1} + \frac{0.06339}{(4.45190)} \log\left(\frac{DE}{PIB}\right)_{t-1} - \frac{0.11413}{(10.7760)} \log(NFA)_{t-1} - 1.9898 + \mu_t \end{aligned}$$

(.): t.stat de Student.

μ_t : est un terme stationnaire qui résume les chocs transitoires de court terme.

Les variables prix du pétrole, absorption domestique et les avoirs nets extérieurs ont un effet d'appréciation du taux de change réel (une baisse). Par contre, les variables de liquidité de l'économie, taux de change nominal, l'épargne domestique et la dette extérieure ont un effet de dépréciation réelle du taux de change réel (une augmentation), à long terme. Ces effets s'expliquent très aisément conformément aux modèles théoriques du taux de change réel. Néanmoins, deux éléments sont relativement difficiles à expliquer. Le premier concerne l'épargne domestique dont l'effet sur le taux de change réel dans ce modèle est en réalité ambigu. En effet, si l'on considère que l'épargne affecte la

demande (affectation du revenu), dans un modèle de demande alors on escompte un effet de dépréciation du taux de change réel (hausse). Mais par rapport à l'endettement et à la position extérieure du pays, l'épargne domestique induirait normalement une appréciation du taux de change réel (une baisse). Le premier effet l'emporte sur le deuxième dans le cadre de ce modèle. Le deuxième concerne le terme constant de signe négatif (-1.9898) qui peut être interprété comme un terme qui englobe les effets des autres variables non explorées dans ce modèle, notamment l'effet de Balassa Samuelson qui pourrait probablement être présent de façon très significative pour l'Algérie, pays dont le différentiel de développement est considérable par rapport aux E.U dont la monnaie et l'indice des prix ont été utilisés dans la comparaison. Malheureusement, on ne dispose pas de données suffisantes pour intégrer des chocs de productivité et des différentiels de développement pour rendre compte exactement de cet effet.

Le modèle du taux de change réel présente suffisamment d'éléments qui confirment, statistiquement et économétriquement, la spécification en VECM. Une remarque très importante, concernant l'équation du taux de change nominal, est à souligner. Le coefficient de l'équation de cointégration dans le modèle du taux de change nominal est de signe positif (0.045208) ; ce qui est difficilement interprétable sur le plan statistique. Le signe négatif de ce coefficient est l'une des conditions de validation de la spécification VECM. Cependant, pour le cas de l'Algérie, cela nous paraît explicable, voire même constituer un élément d'information supplémentaire soulignant la pertinence de cette maquette dans la description du modèle de l'économie telle qu'elle se présente en réalité.

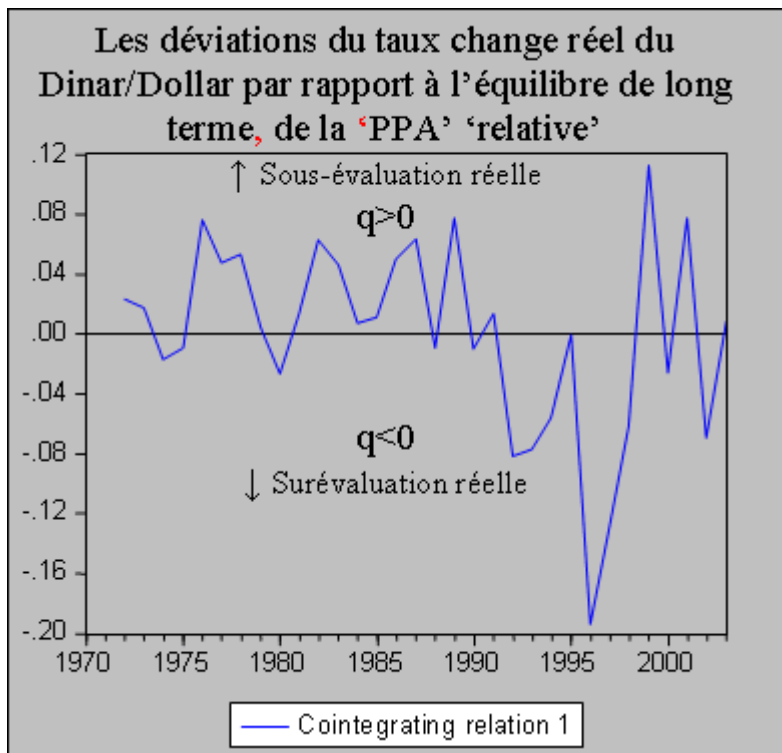
Toutes les analyses rétrospectives le concernant, depuis l'indépendance, s'accordent unanimement sur la surévaluation systématique du dinar par rapport au critère de la PPA [3]. Durant la période couverte dans cette analyse, il a été question d'entraîner le taux de change nominal vers la hausse (une dépréciation nominale). Cela explique amplement, selon nous, le signe atypique du coefficient de l'équation de cointégration dans l'équation du taux de change nominal. De façon équivalente, nous pouvons même avancer que le signe atypique de ce coefficient est à prendre avec prudence.

6.5 - Le taux de change réel d'équilibre et mésalignement du taux de change réel

Compte tenu de la définition du taux de change réel adoptée, nous pouvons aisément repérer, grâce au modèle, les périodes de surévaluation et de sous évaluation du change réel. Durant la période 1970-1990, le dinar était essentiellement sous-évalué en termes réels (voir figure n°2). De 1991 jusqu'à 1999, il était surévalué, puis sous-évalué entre 1999-2002. Les différentes déviations du taux de change réel du dinar par rapport à son niveau d'équilibre (défini par la PPA) sont bien mises en évidence par le graphe de l'équation de cointégration normalisée sur le taux de change réel. Selon l'équation de cointégration, ($q > 0$) correspond à une situation de sous-évaluation réelle. Inversement

($q < 0$) indique une surévaluation réelle. Le mécanisme correcteur d'erreur assure l'ajustement vers l'équilibre.

Figure n°2 : Mésalignement du taux de change réel



Source : Calcul effectué sur EViews 4.1, par nous même.

Il convient de souligner que les déviations, par rapport au niveau d'équilibre de long terme, sont détectées selon un modèle calibré sur les données d'une période allant de 1970-2003 pour l'Algérie. Ce modèle ne prétend nullement avoir pris en compte tous les fondamentaux et facteurs qui pouvant fournir une explication exhaustive du comportement du taux de change réel. Cependant, une prise en compte de nouveaux facteurs dans l'analyse pourrait éventuellement modifier légèrement les conclusions avancées, en matière de déviations du taux de change réel par rapport à l'équilibre. Il n'en demeure pas moins que ce résultat est tout à fait surprenant, dans la mesure où il s'inscrit en faux par rapport à l'idée reçue de la surévaluation du dinar durant les années soixante dix et quatre vingt.

6.6 - Comparaison des dynamiques de court terme et de long terme du modèle

Pour mieux cerner la différence entre l'effet des différentes variables explicatives exogènes sur le taux de change réel, dans le court terme et le long terme, nous récapitulons les résultats dans le tableau suivant.

Tableau n°8 : Récapitulatif des effets des fondamentaux de l'économie sur le taux de change réel dans les dynamiques de court et long terme

Modèle de long terme- relation de cointégration		Modèle de court terme- relation du taux de change réel courant.		Effet de long terme	Effet de court terme
Variables explicatives	Coefficient (signe)	Variables explicatives	Coefficient (Signe)	Sur le taux de change	Sur le taux de change
PP	-0.0278	D (PP)	0.00937	Appréciation	Dépréciation
M/PIB	0.06018	D (M/PIB)	0.0047	Dépréciation	Dépréciation
E	0.30348	D (E)	-0.05344	Dépréciation	Appréciation
(AD/PIB)	-0.082078	D(AD/PIB)	0.005897	Appréciation	Dépréciation
(DS/PIB)	0.569864	D(DS/PIB)	-0.076	Dépréciation	Appréciation
(DE/PIB)	0.063399	D(DE/PIB)	0.00592	Dépréciation	Dépréciation
(NFA)	-0.114113	D (NFA)	-0.0045	Appréciation	Appréciation

Source : Tableau construit à partir des analyses du modèle VECM (1.1), par nous même.

De ce tableau, nous remarquons que les résultats sont, de façon générale, conformes aux attentes du modèle théorique. Cependant, des conclusions très importantes peuvent être tirées de ces chiffres qui s'interprètent aisément.

Les coefficients, de long terme, ne sont plus significativement différents de zéro comme pour les coefficients de la dynamique de court terme. C'est un élément tout à fait prévisible. En fait, l'effet des fondamentaux de l'économie sur le taux de change réel est appréhendé plus facilement à long terme que dans le court terme. L'estimation des paramètres d'un système qui décrit une dynamique de long terme peut se faire efficacement même avec des données d'une fréquence moins élevée comme pour nos séries. L'estimation d'une dynamique de court terme nécessiterait des données avec une fréquence très élevée. Le nombre d'observations relativement réduit nous laisse penser que c'est peut être aussi un biais de la taille d'échantillon qui se traduit par un qualité statistique pauvre de la relation de dynamique de court terme. A cet élément s'ajoute un autre, plus fondamental, concernant l'esprit de l'approche de modélisation même. La relation de court terme formalise les mécanismes par lesquels les chocs transitoires sont amortis, mais intègre aussi la relation qui formalise la dynamique de long terme (cointégration). Théoriquement les fondamentaux de l'économie qui gouvernent l'évolution du taux de change réel n'exercent pas généralement d'influence instantanée sur le taux de change réel. Autrement dit, la transmission des effets nécessite un intervalle de temps plus ou moins important selon la nature des structures de l'économie, de la vitesse d'ajustement des différentes grandeurs vers leurs niveaux d'équilibre. Cela expliquerait que la relation de la dynamique de court terme soit de moindre robustesse que celle de long terme. Nous pouvons brièvement confronter les résultats de cette estimation à notre modèle théorique.

1. La variable (PP) prix du pétrole a des coefficients de court terme et de long terme de signes différents. Le poids de cette variable est nettement en deçà de ce que laissent entendre certains travaux empiriques effectués pour l'Algérie [4]. Le prix du pétrole a un effet typique dans la relation de long terme. Il engendre une appréciation réelle du taux de change réel. Dans le court terme, cet effet est inverse (dépréciation réelle du taux de change réel). Ce résultat est tout à fait logique. Dans le modèle, nous avons souligné que le prix du pétrole exerce un effet de court terme par le canal de l'offre de la monnaie d'origine extérieure (une dépréciation) et un effet de long terme via les

chocs de la demande (effet revenu) et l'amélioration de la position extérieure nette du pays. La variable du prix du pétrole pourrait être à l'origine d'une appréciation tendancielle du taux de change réel et provoquerait le phénomène du Dutch Disease [5].

2. Les coefficients de la variable monétaire de court et long terme ne sont pas tout à fait cohérents avec les hypothèses de notre modèle. Les signes des coefficients sont conformes à la théorie. Une remarque importante s'impose, cependant. Théoriquement, l'effet des chocs monétaires devrait être plus important dans le court terme et moindre, voire insignifiant, dans le long terme. Dans ce modèle, les poids des chocs sont inversés. L'explication tient au fait que l'effet du prix du pétrole transite via les autres fondamentaux de l'économie à dessein.

L'offre de monnaie, notamment sa composante extérieure, est lourdement dépendante du secteur pétrolier.

3. Les coefficients de la variable de l'absorption domestique sont aussi de signes différents dans la relation de court et de long terme mais conformes aux signes attendus. Cette différence s'explique facilement. En effet, nous avons souligné dans le modèle qu'un choc de demande entraîne dans un premier temps une appréciation réelle du taux de change réel par une hausse des prix domestiques, ce qui nécessite un temps de réponse du système productif national qui, après redéploiement total des facteurs, pousserait les prix domestiques de nouveau vers la baisse et induirait une dépréciation réelle du taux de change à long terme.

4. L'épargne domestique a un effet de court terme qui s'explique aisément dès lors que nous savons que le modèle est un modèle de demande à la keynésienne qui n'intègre pas explicitement les chocs d'offre. Il suppose un équilibre interne se soldant sur la demande. Dans un tel cadre, l'épargne est considérée momentanément comme une fuite par rapport à la demande effective. Le recul de la demande, pour une capacité de production installée, entraîne une baisse des prix domestiques et donne une dépréciation réelle du taux de change. Le captage de cette épargne par le circuit de la production se traduirait par une demande supplémentaire (biens d'équipement notamment) qui fera augmenter les prix domestiques de nouveau. Il s'ensuivra une appréciation réelle du taux de change. Il se produit, dans ce modèle, un effet tout à fait inverse qui est du peut être à la présence de thésaurisation et de canaux de mobilisation de l'épargne nettement inefficaces. Nous pensons, en particulier, au rôle du taux d'intérêt dans la stimulation de l'investissement.

5. La variable de l'endettement a aussi un comportement typique. L'endettement induit une dépréciation réelle du taux de change par l'augmentation des engagements de la nation envers le reste du monde (les dettes sont rémunérées). Cet effet se trouve nettement amoindri à long terme et explique qu'il n'est pas interdit de s'endetter pour peu qu'on réussisse des rendements qui couvrent la rémunération de ses capitaux. Le fait qu'en Algérie le modèle fasse ressortir un effet négatif sur le taux de change réel à long terme s'expliquerait probablement par l'utilisation

sous optimale de la dette ; une partie sert au financement de projets ne contribuant pas à la formation du capital productif et de la consommation non productive.

6. La variable avoirs extérieurs nets a l'effet escompté à court et long terme. Cependant, à long terme, l'effet sur le taux de change réel est moins marqué que dans le court terme.

7. Une remarque importante relative à la relation d'équilibre de long terme est à noter. Le taux de change réel est expliqué, en grande partie, par ses propres valeurs passées, composantes qui n'apparaissent évidemment pas dans la relation de dynamique de court terme où le taux de change est expliqué par des forces primitives. La technique de modélisation en VECM impose une racine unité sur la valeur retardée de la variable expliquée ; ce qui pourrait, d'ailleurs, être une parfaite explication des paramètres très faibles des variables exogènes dans le modèle de taux de change de long terme avec une relation de cointégration

CONCLUSION

L'analyse du comportement du modèle est conduite à travers l'analyse des fonctions de réponses impulsionnelles et de la décomposition de la variance. Pour évaluer le modèle et détecter les relations de causalités, les plus marquées, l'analyse est effectuée évidemment en correspondance avec les enseignements du modèle théorique qui décrit le fonctionnement de l'économie algérienne. Les réponses impulsionnelles du taux de change réel aux différents chocs exogènes ne révèlent rien d'atypique quant au comportement du taux de change réel sauf pour le taux de change nominal pour lequel nous avons obtenu un résultat contraire à ce qui est attendu dans le modèle. Ce résultat atypique fournit probablement une piste pour la compréhension des résultats tout à fait «surprenants» que nous livre ce modèle en matière de la détection des mésalignements du taux de change par rapport à l'équilibre de PPA. Des résultats obtenus sont contraires aux idées reçues sur la surévaluation en termes réels du dinar durant les années soixante dix et quatre vingt. Si la compréhension du comportement du taux de change réel est quelque peu délicate, le résultat que nous avons obtenu nous laisse dire qu'il reste, en fait, tout à faire pour comprendre effectivement les modes de fonctionnement de l'économie algérienne.

Références bibliographiques

TAMIM BAYOUMI & RONALD MACDONALD (1998), *Déviations of exchange rates from PPA*; A strong featuring two monetary unions, IMF, WP/98/69, May 1998.

BETTS CAROLINE AND MICHAEL B. DEVEREUX (1998), Exchange Rate Dynamics in a Model of Pricing -To-Market, *Journal of International Economics forthcoming*.

COUDERT V. (1999), Comment définir un taux de change d'équilibre pour les pays émergents ? *Economie internationale* n° 77, *Revue du CEPII*.

R.DORNBUSH (1976), Expectations and Exchange Rate Dynamics, *Journal of Political Economy* 84 : 1161-76

DIEBOLD AND HUSTED (1991), Real Exchange Rates under the Gold Standard, *Journal of Political Economy*, Vol. 99, pp. 1252-1271.

ENGLE AND GRANGER (1987), Cointégration and Error Correction : Representation, Estimation and Testing, *Econometrica* ; 55, 251-276.

H.FARUQUEE (1995), Long-Run Determinants of the Real Exchange Rate: A Stock-Flow Perspective, *IMF Staff Papers*, Vol42, N°1, March, pp80-107.

PATRICK FÈVE & ALAIN GUAY (2006) ; Identification of technology shocks in Structural VAR's, Note de recherche, GREQAM and IDEI- Université de Toulouse ; Banque de France- Division de recherche ; UQAM, GIRPEE and CIREQ.

JACOB A. FRENKEL & MICHAEL M. MUSSA (1984), Asset markets, exchange rates and the balance of payments, *NBER*, WP N° 1287, March 1984

FRANKEL JEFFREY AND ANDREW KENNETH ROSE (1996), A Panel Project on Purchasing Power Parity : Mean Reversion within and between Countries, *Journal of International Economics* 40 : pp. 209-224.

GULTEKIN ISIKLAR, (2005), Structural VAR identification in asset markets using short-run market inefficiencies – State university of New York at Albany.

KYUNGHO JANG & MASAO OGAKI, (2001), User Guide for VECM with long run restrictions, Department of Economics – The Ohio state University.

TALINE KORANCHÉLIAN (2005), The equilibrium real exchange rate in a commodity exporting country- Algéria's experience, *IMF*, country report N° 05/52, February.

RONALD MAC DONALD (2000), "Concepts to calculate equilibrium exchange rates : A overview", Discussion paper, 3/00, Economic research group of Deutsche Bundesbank.

R.MUNDELL (1963), Capital Mobility and Stabilization Policy under Fixed and Flexible Exchange Rates, *Canadian Journal of Economics and Political Science* 29 : 475-85.

MUSSA (1984), The Theory of Exchange Rate Determination, In *Exchange Rate Theory and Practice*, ed. by John F.O. Bilson and Richard C. Marston. University of Chicago Press.

NELSON C. MARK (2000), *International Macroeconomics and Finance: Theory and empirical methods*, Forthcoming, Blackwell Publishers

MAURICE OBSTFELD (1985), Floating Exchange Rates Experience and Prospects, *Brookings Papers on Economic Activity* 2:pp 369-450.

MAURICE OBSTFELD (1986), Rational and self-fulfilling balance of payments crises, *American Economic Review* 76, pp. 72-81.

MAURICE OBSTFELD & KENNETH ROGOFF (1994), Exchange rate dynamics redux, NBER, WP N° 4693.

C. SIMS (1980), Macroeconomics and Reality, *Econometrica*, 48, 1-8.

LUCIO SARNO & MARK P. TAYLOR (2002), Purchasing power parity and the real exchange rate, IMF, Staff papers, Vol 49 N° 1.

PIRITTA SORSA (1999), Algeria-The real exchange rate, export diversification and trade protection, IMF, WP/99/49.

JAMES H. STOCK & MARK W. WATSON, (2005), Implications of dynamic factors models for VAR analysis, Conférence on "Macroeconomics and Reality, 25 years Later", Barcelona.

ROBERT H. RASCHE, (2000), Identification of Dynamic Economic Models from Reduced Form VECM structures : An application for Covariance restrictions- Working Paper Series, Research Division, Federal Reserve Bank of St Louis.

K. ROGOFF (1995), Perspectives on PPP and Long-Run Real Exchange Rates, in Handbook of International Economics

K. ROGOFF (1996), The purchasing power parity puzzle, *Journal of economic literature*, June , vol 4, N° 2.

ANANDA WELIWITA (1998), Cointegration tests and the long run purchasing power parity: Examination of six currencies in Asia, *Journal of economic development*, Volume 23, Number 1.

J. WILLIAMSON, (1983), The exchange rate system, institute for international economics, Washington.

J. WILLIAMSON, (1985), The exchange rate system, policy analyses in international economics, N° 5, June, institute for international economics, Washington.

CHEUNG YIN WONG AND KON S. LAI (1993), "Long run purchasing power parity during recent float, *Journal of international economics*, 34 (1993), 181-192, North Holland.

CHEUNG YIN WONG AND KON S. LAI, (1998), Parity reversion in real exchange rates during the post Breton Woods period, *Journal of international money and finance*, Vol 17, pp. 597-614.

CHEUNG YIN WONG AND KON S. LAI (2000B), "On the purchasing power parity puzzle", *Journal of international economics*, Vol.52, pp. 321-330.

Algeria, selected issues and statistical appendix, IMF, country report N° 03/69, March 2003.

Les différents rapports pays du FMI concernant l'Algérie de 1999 à 2004.

Les rapports de la banque d'Algérie «évolution économique et monétaire en Algérie, 2001, 2002.

Indicateurs de l'économie algérienne de 1980 à 2003, Ministère des Finances, direction générale des études et de la prévision.

Notes

[*] Maître assistant chargé de cours, Laboratoire Economie de Développement, Université de Bejaia.

****]** Professeur, Laboratoire Economie et Développement, Université de Béjaia.

[1] Cette variable a été retirée du modèle par la suite parce qu'elle n'apporte pas d'élément explicatif supplémentaire.

[2] Piritta Sorsa (1999), Algeria- The real exchange rate, export diversification, and trade protection, IMF, WP/99/49, April 1999.

[3] Dans le cadre de ce modèle le critère de la PPA est théoriquement le niveau de d'équilibre de référence vers lequel le taux de change devrait s'acheminer comme situation d'équilibre stationnaire de long terme, sous l'influence des forces de rappel vers l'équilibre qu'intègre ce modèle.

[4] Nous faisons référence ici aux travaux de Piritta Sorsa (1999) et Koranchélian (2005).

[5] Taline Koranchélian soutient que l'effet «Dutch Disease» du pétrole est présent pour le cas de l'Algérie.