

**Le Dinar algérien, monnaie sur ou sous-évaluée :  
Une approche par le taux de change réel et la théorie de la PPA.**

**Achouche Mohamed\*et Kherbachi hamid\*\***

**Introduction.**

La politique de change, en Algérie, est passée par différentes phases depuis l'indépendance jusqu'à aujourd'hui. Mais cette évolution s'est inscrite, grosso modo, dans une ligne d'orientation qui a privilégié la « *gestion du taux de change* » comme régime de change adopté par les autorités monétaires algériennes. Cette orientation n'est pas propre au cas de l'Algérie. Au contraire, les pays sous développés, dans leur quasi-totalité, ont recouru à cette option avec des spécificités qu'ils estimaient pouvoir leur permettre de gérer de façon efficiente leurs problèmes macroéconomiques d'équilibres externe et interne, et ce, juste après l'achèvement du démantèlement du système de change de Bretton-woods au début des années soixante-dix. Alors que certains pays, les plus développés notamment, ont basculé dans des expériences de flottements, plus ou moins libres, de leurs monnaies. Les pays présentant plus de vulnérabilités ont tendance à appréhender le flottement libre de leurs monnaies, phénomène qu'appelle Carmen A. Reinhart peur du flottement ou « *fear floating* ». La détermination de la valeur extérieure de la monnaie est une question d'une extrême complexité. Une question que la théorie économique n'arrive pas à trancher clairement jusqu'à nos jours. Le débat sur les mécanismes et fondements théoriques de la détermination du taux de change des monnaies préoccupe toujours les économistes et les responsables de politiques économiques.

**1. L'expérience algérienne depuis l'indépendance en matière de politique de change.**

La première période va de 1964, date de la création de l'unité monétaire nationale, jusqu'à la fin des années quatre vingt. Avant 1964, l'Algérie faisait partie de la zone monétaire du franc à l'instar des autres ex-colonies africaines de France. L'année 1988 est celle de la première dévaluation du Dinar dans le cadre des réformes économiques engagées alors.

La deuxième période va de 1988 jusqu'à aujourd'hui. Durant cet intervalle de temps, le dinar algérien a connu plusieurs dévaluations, notamment en 1994 (programme PAS) puis un glissement continu des parités selon un système de rattachement à un panier de monnaies, et donc un ancrage purement nominal du taux de change du dinar Algérien.

**1.1. La période allant de 1964 à 1988.**

Nous pouvons dire que, pendant cette période, le cours du Dinar était déterminé indépendamment de toute considération économique, c'est-à-dire de façon administrative, voire politique et les parités sont maintenues relativement stables le long de cette période en dépit et contre tout et de façon « *arbitraire* »<sup>1</sup>.

Le régime de change adopté par l'Algérie, pendant cette période, peut être qualifié de « fixe et institutionnalisé ». Hadj Nacer Abderahmane roustoumi<sup>2</sup> qui, dans une analyse rétrospective du taux de change nominal du Dinar, soutient que, pendant la période allant de 1974 à 1983, le cours du dinar ne dépendait pas de l'évolution des termes de l'échange de l'économie, ni de l'évolution du solde de la balance courante. Il explique cette indépendance du taux de change par rapport à ces deux variables économiques par les éléments suivants, ce qui paraît plausible:

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

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

<sup>1</sup> Le terme caractère arbitraire de la détermination de la valeur de la monnaie et du taux de change en particulier est souligné par Neil Wallace et John Kareken (1978) et Neil Wallace (1980). James Tobin écrit à ce sujet 'Neil Wallace , J. Kareken have pointed out the essential arbitrariness of price levels and exchange rate in a world of fiat money.

<sup>2</sup> Hadj N.A Roustoumi : le pouvoir d'achat du dinar. Cahier de la reforme No 5. Mars 1988.

- Pour la période 1974-1979, l'effet d'une évolution défavorable des termes de l'échange a coïncidé (ou a été amené) par un accroissement de l'endettement.
- Pour la période 1979-1983, l'effet d'une évolution favorable des termes de l'échange s'est accompagné d'un effort de désendettement de l'économie.

Les deux palliatifs, possibilité d'endettement et de désendettement, ont ainsi permis de différer toute sorte de tensions sur le dinar, sur le marché officiel au moins, et de faire en sorte que les fonctions classiques du taux de change, c'est-à-dire instrument d'ajustement de la balance des opérations courantes, dont l'évolution reflète celle des termes de l'échange, ont pu ne pas fonctionner. Sur la période 1974-1983 le glissement de la parité du dinar, appréhendé par le différentiel d'inflation avec le reste du monde, est estimé à 4,3 % par année sur l'ensemble de la période correspondant ainsi en 1983 à un taux de sur côte de 46,1%.

D'après l'auteur, la combinaison des deux effets compensatoires des deux variables, qui sont des plus importantes des fondamentaux déterminants du taux de change, s'est soldée par une indépendance apparente du taux de change par rapport à ces deux variables. L'analyse en elle-même est superficielle pour pouvoir tirer des conclusions rapides mais elle nous informe quand même sur des hypothèses importantes à vérifier. En effet, pour conclure à un misalignement de la parité du dinar et une absence d'une quelconque procédure d'ancrage nominale ou réelle du taux de change, il faudrait une analyse plus exhaustive avec des techniques appropriées nécessitant surtout des données.

Néanmoins, pendant la même période, le cours du dinar est maintenu fixe notamment vis à vis du Franc français, un fait observable. Cependant, les analyses faites dans ce sens, étude de taux de change nominal, concluent toutes pour une surévaluation du pouvoir d'achat du dinar, sans pour autant qu'une appréciation quantitative quelconque ne soit avancée, ni d'ailleurs une définition d'une référence adaptée par rapport à laquelle on pourrait mesurer les déviations du taux de change pour l'Algérie.

Dans le même contexte, l'analyse de Hadj Nacer A. Roustoumi concluait implicitement à une surévaluation du dinar d'un côté, et mettait le point sur l'inopportunité d'une quelconque dévaluation potentielle. Il semblait préférer un ajustement par une dépréciation compétitive du taux de change réel, sans que le taux de change nominal ne soit affecté; formule qu'il n'avait pas clairement explicité dans sa stratégie.

Par ailleurs, cette même période 1964-1988 est caractérisée par le développement d'un marché parallèle de change du dinar<sup>3</sup> qui, prenait de l'importance avec le temps, au fur et à mesure que les cours sur ce dernier se détachaient de plus en plus du taux officiel. Certains analystes ont trouvé dans ce marché parallèle, une référence ou un critère pour juger éventuellement les déviations du taux de change officiel par rapport à cette référence, c'est-à-dire ils considèrent que le taux de change du marché parallèle est celui d'une situation d'équilibre.

Mohamed Khenniche<sup>4</sup> estime que le dinar était surévalué pendant la période 1974-2000 en considérant que la marge positive entre taux de change parallèle et le taux de change officiel est mesure de la surévaluation. Symétriquement, on déduit qu'une marge négative serait une sous évaluation. Cependant, sans aller jusqu'à remettre en cause cette conclusion, il convient de faire remarquer que cet écart peut, certes, nous informer sur les éventuelles déviations du taux de change par rapport à sa référence, notamment quand ses distorsions s'inscrivent dans le temps et qu'elles soient d'une grande amplitude. Cependant, il demeure, moins prudent, de faire passer ce taux de change du marché parallèle pour une référence acceptable dans l'absolu. En effet, beaucoup de réserves s'imposent quant à l'utilisation de cette information.

Des réserves qui se justifient, à notre sens, par le fait que ce type de raisonnement par l'absurde n'est pas opérant dans ce problème. En effet, si le taux de change officiel n'est pas à son niveau d'équilibre, que le taux de change parallèle est forcément à son niveau d'équilibre, pour constituer une référence pour ce que devrait être le niveau « d'équilibre » du taux de change. Tout d'abord, le taux de change est une variable macroéconomique par excellence. Pour la comprendre, il faudrait s'interroger sur ses fondements microéconomiques et les procédés d'agrégation qui permettent la construction de cette variable macroéconomique. La théorie économique nous enseigne que la formation de cette variable macroéconomique se fait sur un marché de change obéissant à des règles de jeu concurrentiel très élaborées,

<sup>3</sup> - En réalité on devrait parler de marchés parallèles multiples, au lieu d'un seul marché parallèle. Car, eu égard au caractère relativement sophistiqué de l'organisation du marché de change, il est à remarquer qu'en Algérie et ailleurs dans les pays sous développés, on peut dire qu'il y a presque autant de marchés de change qu'il y a de transactions de change.

<sup>4</sup> Mohamed Khenniche : « Monnaie surévaluée, système des prix et dévaluation en Algérie » Chiers du Cread No 57, 2001

à des conditions hypothétiques très complexes relatives à la structure du marché, et au comportements des agents pour que l'agrégation soit vraiment acceptable pour ne pas dire parfaite et pour que cette variable soit considérée comme élément valable dans l'allocation des ressources. Le marché de change formel est caractérisé par des faits stylisés dont la compréhension est d'une difficulté qui a défié les économistes et les opérateurs professionnels<sup>5</sup>. James Tobin estime que nous ne devons pas penser que le taux de change dépendrait exclusivement des offres et demandes relatives des différentes monnaies<sup>6</sup>. Or les marchés de change parallèles fonctionnent, selon des mécanismes loin de ceux décrits dans les schémas théoriques, et sont organisés de façons très hétérogènes. Ce qui affecte le taux de change qui s'y détermine d'une grande incertitude quant à son utilité même comme un indice pour l'allocation des ressources et encore moins le considérer comme une référence, ou ce que devrait être le bon niveau du taux de change.

Michel Aglietta<sup>7</sup> qualifie le mouvement du taux de change comme l'avatar du divorce existant entre les comportements financiers des agents individuels en incertitude, d'une part et les régularités macroéconomiques d'autre part. Il estime que même dans le cas où des hypothèses très simplificatrices sont posées quant au processus d'anticipation des agents, les dynamiques du taux de change qui en découlent ne garantissent pas qu'il soit une variable efficace d'ajustement macroéconomique<sup>8</sup>. Il s'agit de marchés de change ultra organisés mais qui ne sont pas capables de fixer cette variable à des niveaux efficaces. Il y a là plus de raisons pour se demander légitimement qu'en est-il de la qualité de cette variable fixée sur le marché parallèle, un marché essentiellement spéculatif et avec des imperfections nettes.

Il y a donc lieu de douter, à plus d'un titre, quant à la pertinence de ce taux de change parallèle comme une référence pour l'évaluation des déviations du cours de cette monnaie par rapport à ce que devrait être sa parité «d'équilibre» par rapport aux autres devises étrangères, pouvoir d'achat interne et externe, ou tout simplement, ce que devrait être «le bon niveau» du taux de change du Dinar.

Concernant toujours la valeur du dinar Algérien pendant cette première période 1964-1990, nous pouvons aussi évoquer les conclusions de Ramdane Abdoun<sup>9</sup>, dans les cahiers de la réforme, qui affirme d'abord que la cotation officielle du dinar Algérien était complètement indépendante de l'évolution des termes de l'échange de l'économie nationale et il rejoint dans son explication Hadj Nacer en mettant en avant la conjugaison des effets de l'évolution des termes de l'échange et des possibilités de désendettement et d'endettement. En général, toutes les analyses s'accordent que, pour la période allant de 1974 à 1984, le dinar Algérien avait été nettement surévalué dans sa cotation et que l'unité monétaire était dotée d'un pouvoir d'achat artificiellement gonflé.

## 1.2 La période allant de 1984 –2003

Cette période diffère quelque peu de la précédente concernant les conditions économiques dans lesquelles évoluait l'économie Algérienne et que nous pourrions résumer par les traits caractéristiques suivants.

Pendant presque toute cette période, l'économie Algérienne est caractérisée par un double déséquilibre macroéconomique, interne et externe, qui s'est installé dans le temps. Ce qui signifie, entre autres, que les capacités de paiements de l'Algérie ont connue un recul considérable et ce, du fait de l'alourdissement de la dette extérieure et des services de dettes d'une part, et de la dégradation des prix du pétrole d'autre part. Le déséquilibre s'est accentué d'autant plus que le Dinar était « surévalué », ce qui avait encouragé la demande sur les biens d'importation. Cette situation s'est soldée par une nette dégradation des capacités d'endettement de l'Algérie avec des déficits budgétaires répétés et une croissance économique proche de zéro, voire négative.

<sup>5</sup> - voire à ce sujet les travaux de Norman C. Miller (1999) qui tente d'expliquer certains faits stylisés des marchés de change qui ont toujours constitué des défis pour les économistes les plus érudites.

<sup>6</sup> - Il écrit ' We should not expect the exchange rate to depend in any simple way on the relative supplies of national currencies or even of more broadly defined transactions moyens.

<sup>7</sup> Michel Aglietta .Macroéconomie Internationale

<sup>8</sup> Michel Aglietta. Macroéconomie internationale P396

<sup>9</sup> Ramdane Abdou : Cahier de la réforme No 5. Mars 1988

La dégradation de la capacité d'endettement de l'Algérie et la baisse tendancielle de ses réserves de change l'ont contrainte, sous la pression des institutions monétaires et financières internationales (FMI et BM) et les principaux créanciers de l'Algérie, à procéder à maintes reprises à des dévaluations drastiques de la monnaie nationale [1988] et [1994]. Enfin, Nous nous rendons compte que la parité du dinar est insoutenable. Ces dévaluations devraient permettre à l'Algérie de redresser les déséquilibre macroéconomiques conformément au schéma théorique, fort bien connu, et selon lequel une dévaluation nominale restaure l'équilibre externe par l'amélioration de la compétitivité des exportations et le recul de la demande adressée aux produits d'importation, si les conditions relatives aux élasticités du commerce extérieur, conditions de Marshal-Lerner, sont vérifiées. Malheureusement, les dévaluations nominales ne donnent pas, généralement, les résultats escomptés ipso-facto si cette dévaluation n'est pas transmise efficacement par les différents canaux dans la sphère réelle de l'économie. Autrement dit, si cette dévaluation ne se traduirait pas par une appréciation ou dépréciation réelle. Sinon, elle ne se traduirait, à long terme, que par un différentiel inflationniste plus important et c'est ce qui s'est produit en Algérie, entre autres. Cet effet serait d'autant plus marqué en l'absence de mesures d'accompagnement ad-hoc efficaces pour juguler la demande interne par exemple.

Cette période a connu ainsi des dévaluations considérables du dinar algérien mais sans une modification notable du mode de cotation de la monnaie nationale dont le taux de change continue d'être déterminé par un ancrage exclusivement nominal par rapport à un panier de devises, celles des principaux partenaires de l'Algérie. Le régime de change continue, par contre, d'être essentiellement fixe par un rattachement à un panier de monnaies qui sert d'ancre pour le dinar.

Bien que cette mesure de dévaluation, notamment après 1994, qui n'est pas une innovation Algérienne, s'est soldée par des résultats appréciables : rétablissement des équilibres macroéconomiques que l'aisance financière relative de cette époque avait autorisé ainsi qu'une appréciation continue des réserves de change qu'ont permis des recettes pétrolières importantes et l'amélioration des ratios de la dette extérieure. La position financière extérieure de l'Algérie a connu une nette amélioration à partir de l'année 2000 notamment<sup>10</sup>.

La capacité de l'endettement de l'Algérie se trouve nettement élargie (restaurée) avec un différentiel inflationniste de plus en plus stable et moins important entre le pays et le reste du monde. Le processus de convertibilité courante du Dinar fut engagé avec la libéralisation du commerce extérieur au début des années 1990 mais cette convertibilité commerciale du dinar est mise en œuvre effectivement en 1994 avec la libéralisation des paiements au titre des opérations commerciales, d'abord pour comprendre certains services, ensuite en vue d'une convertibilité partielle concernant toutes les transactions courantes, conformément aux directives du FMI.

La détermination du taux de change du dinar est effectuée par la mise en place du fixing en fonction des forces du marché du change à partir d'octobre 1994. En juin 1995, les dépenses de santé et d'éducation ont l'accès à la convertibilité, mais un accès strictement réglementé et élargi en août 1997 pour les dépenses de voyages à l'étranger pour les nationaux. Au début de l'année 1996, un marché de change interbancaire fut mis en place. Les nouvelles dispositions réglementaires régissant la convertibilité du Dinar sont dictées par les dispositions de l'article 08 des statuts du Fonds monétaire international. Par ces mesures, l'Algérie autorise une convertibilité, quoique partielle, des transactions courantes en exerçant un contrôle strict sur les transferts de capitaux. Cette approche ou cette solution ne devrait pas être considérée comme une panacée et surtout valable pour toujours.

Ceci étant, nous ne pouvons pas nous permettre aujourd'hui de dire que le pouvoir d'achat du dinar algérien est à sa juste parité et que le taux de change ne souffre pas de misalignements. Tout au contraire, il est tout à fait légitime de penser que ce taux de change n'est pas à son niveau d'équilibre. Il en découle par conséquent plusieurs questions qui s'imposent aujourd'hui quant à la politique de change du Dinar et en matière du choix d'un régime de change qui serait le mieux adapté et la détermination d'un niveau d'équilibre du taux de change...etc.

L'hypothèse fondamentale que nous allons essayer de vérifier empiriquement dans ce papier est que la dévaluation de 1988 avait donné lieu effectivement à une modification de l'état des équilibres interne et externe de l'économie algérienne, et devrait logiquement être traduite par une appréciation réelle du taux de change et que le taux de change réel du dinar n'est toujours pas à son niveau d'équilibre. Pour ce faire, nous procéderons dans ce travail à une vérification de la parité du dinar algérien par rapport au critère de la parité

<sup>10</sup> Rapport 2002 de la Banque d'Algérie : Evolution Economique et Monétaire en algérie.

des pouvoirs d'achat des monnaies. Nous nous interrogerons sur l'existence d'une relation d'équilibre de long terme pour le taux de change réel en Algérie.

## 2. La théorie de la PPA et le taux de change réel d'équilibre pour l'Algérie.

Parmi toutes les variables macroéconomiques, le taux de change est peut être celle qui a le plus désespéré les économistes dans son appréhension. Cette variable constitue en même temps un instrument privilégié des politiques économiques pour les autorités monétaires dans les différents pays du monde. La littérature théorique souligne que cette variable de taux de change demeure un instrument dont les résultats sont nettement controversés. Une controverse qui découle du caractère imprécis de la connaissance relative au comportement de cette variable. Dans les trois dernières décennies, les travaux tant théoriques qu'empiriques qui ont été consacrés à l'étude des taux de change, nominaux et réels, se sont multipliés et se sont soldés par la proposition de nombreux modèles. La théorie de la PPA a fait particulièrement objet de travaux très diversifiés dont les résultats sont contradictoires. Depuis le début des années soixante-dix, avec le basculement de certains pays développés dans des expériences de flottements de leurs monnaies, les travaux empiriques semblaient d'abord rejeter la PPA et soutenaient une thèse de marche aléatoire des taux de change. Puis, avec le développement des outils d'analyses statistiques, notamment des séries temporelles, l'opinion des spécialistes du taux de change semble réhabiliter ce critère du moins à long terme.

### 2.1. Le taux de change réel de la PPA, entre la théorie et les faits

La théorie de la PPA a constitué une référence incontournable pour la détermination des taux de change réel d'équilibre depuis presque un siècle. L'origine de cette théorie est attribuée à Gustav Cassel (1918) mais son histoire remonte en réalité plus loin jusqu'aux travaux de D. Ricardo. Elle existe en deux versions : celle de Cassel est assise sur le principe d'égalité des pouvoirs d'achats des unités monétaires respectives de deux pays, mesurés par l'inverse de leurs indices de prix respectifs ( $1/p = 1/p$ ). Une autre version, attribuée à Samuelson (1964), est assise sur la loi du prix unique que fonde le principe de l'arbitrage entre différents pays ( $p = p$ ). Les deux versions sont quelques peu différentes quant à leurs fondements théoriques respectifs et posent des problèmes différents dans leurs vérifications empiriques. Mais, elles ont une même conduction limite quant à leur interprétation et explication du taux de change.

### 2.2. La définition d'un taux de change réel.

L'une des difficultés majeures auxquelles nous sommes confrontés dans ce type d'analyse est justement la définition du taux de change à retenir. De quel type de taux de change s'agira-t-il et quel indice de prix à utiliser? En effet, il existe une grande variété de taux de changes, soutient Loukas Stemitsiotis<sup>11</sup>, allant du taux de change nominal de la monnaie aux taux de changes réels les plus sophistiqués et des taux de changes élaborés de façon spécifique selon les besoins de l'analyse économique. De plus, le taux de change, dans son acception microéconomique perçu comme un prix relatif, n'est justement pas ce que laissent entendre les macro économistes par le taux de change réel en particulier. Pour eux, il s'agirait beaucoup plus d'un indice qui mesure la compétitivité globale d'une économie par rapport à ses partenaires<sup>12</sup>. D'ailleurs, la théorie de la PPA, dans sa version originale, ne précise aucunement qu'il s'agit d'utiliser des indices de prix des biens échangeables (tradable goods) exclusivement. Le comprendre implicitement, c'est fausser l'interprétation de cette théorie estime Jeffrey A. Frankel. La définition la plus répandue parmi les économistes est peut être celle proposée par Rudiger Dornbush (1976) selon laquelle le taux de change réel est un prix relatif (rapport d'indices de prix) corrigé du taux de change nominal des monnaies. De cette définition, nous pouvons tout de suite voir qu'il est possible de calculer plusieurs taux de change selon les indices de prix utilisés. Nous pouvons définir un taux de change réel qui mesure les termes de l'échange internes d'une économie en utilisant les indices de prix des biens échangeables et biens non échangeables. Un taux de change réel qui mesure les termes de l'échange internationaux, utilisera les indices de prix des importations et des exportations ou alors nous pouvons calculer un taux de change réel, par l'utilisation

<sup>11</sup> Loukas Stemitsiotis : Taux de change de référence et système monétaire international, Ed. Economica 1992

<sup>12</sup> Equilibrium real exchange rate : a recent review of the theoretical and empirical literature. Papier de travail par: Giles Dufrenot, ERUDITE Université Paris XII et GREQAM, Université d'Aix-Marseille.  
Laurent Mathieu, C3ED, Université de Saint Quentin en Yvelines et MODEM, Université Paris X-Nanterre

d'indices généraux de prix dans deux économies différentes, qui est d'ailleurs le mieux adapté pour la vérification de la PPA. Dans cette investigation, nous retiendrons cette dernière définition même si les indices de prix disponibles ne sont pas les mêmes que dans la théorie. Nous aurons :

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

Ou TCR: le taux de change réel,  
E : est le taux de change nominal défini à l'incertain,  
P : indice des prix du pays domestique et  
P\* : est un indice de prix étrangers.

La théorie de PPA implique l'égalité des prix du même bien, ou à la limite du même panier de biens, dans les deux pays, exprimés en une seule monnaie, et le taux de change nominal garantissant cette égalité est un taux de change de PPA. A ce niveau empirique, il existe aussi deux versions de la PPA., Absolue et relative. La linéarisation de l'expression (1) par l'opérateur logarithme permet d'obtenir une expression du taux de change réel suivante:

$$tcr = e + p^* - p \dots\dots\dots(2)$$

La PPA, dans sa version absolue, suppose l'annulation de l'expression (2) du taux de change réel. Par contre, la PPA, dans sa version relative, qui est venue rendre cette théorie plus réaliste en tenant compte de la présence de coûts de transactions, tolère une déviation du taux de change réel en conséquence et implique que l'expression (2) soit constante, différente de zéro et égale à c, par exemple en statique. La vérification de la PPA relative suppose donc la fixité du taux de change réel dans le temps. Elle n'a donc de sens qu'en évolution, c'est-à-dire dans le temps. Dans ce qui suit, nous tenterons de caractériser empiriquement le taux de change réel en Algérie par rapport aux enseignements de cette théorie de PPA.

### 3. Calcul du taux de change réel

Nous utilisons, dans le calcul du taux de change, la relation (2) définie précédemment, en utilisant des indices de prix CPI tirés des données de la banque mondiale. Pour une appréciation préliminaire du taux de change réel de l'Algérie, nous effectuons ce calcul par comparaison avec quelques pays développés (partenaires commerciaux de l'Algérie), mais aussi avec des pays voisins d'un niveau de développement comparable.

#### 3.1 La stationnarité du taux de change réel de l'Algérie

L'analyse de la stationnarité du taux de change est une technique largement utilisée pour la vérification de la PPA. Nous pouvons citer, à titre d'exemples, les travaux de Mark P Taylor (1988), McMallion et M.P. Taylor (1988), Stock et Watson (1988), Glen (1992), Ying-Wong Cheung (1993), Froot et Rogoff (1995), Bahmani et Oskooee (1995), Kenneth Rogoff (1996), Devereux et Connolly (1996), G.Calvo et C.Reinhart (1996), et Montiel (1997). Le tour d'horizon est évidemment loin d'être exhaustif.

Nous utiliserons un modèle de taux de change réel ou la PPA est perçue dans sa version relative avec un modèle qui comporte un terme constant que M.P.Taylor (1988) appelle « *measurement error term* » c'est-à-dire un terme qui capte les erreurs de mesures dans les indices de prix. La relation (2) peut être réécrite:

$$c = e_t + p^*_t - p_t \dots\dots\dots(2)'$$

C'est une expression du taux de change réel de la PPA relative. Nous pouvons alors estimer cette relation en ajoutant un terme ( $\mu_t$ ) qui capte les déviations du taux de change de la PPA. Ce qui donne, après arrangement des termes, l'équation

$$e_t = c + \alpha_1 p_t - \alpha_2 p^*_t + \mu_t \dots\dots\dots(3),$$



qui est une expression du taux de change nominal en log.  $c$  est une constante, les indices de prix sont en log.  $\alpha_1$  et  $\alpha_2$  : sont des paramètres.

La théorie de la PPA stipule, dans son acception relative, que le différentiel de l'inflation entre deux pays ( $p_t^* - p_t$ ) doit être continuellement compensé par des variations du taux de change nominal ( $e_t$ ). Il va donc de soi que la stationnarité du terme ( $\mu_t$ ) est une condition suffisante pour conclure à une relation stationnaire entre le taux de change nominal ( $e_t$ ) et le différentiel des prix ( $p_t^* - p_t$ ) et par construction une relation d'équilibre de long terme du taux de change réel, ce qui valide la PPA relative dans l'explication du comportement du taux de change réel.

### 3.2. Le taux de change réel bilatéral Algérie /Etats-Unis.

Le calcul du taux de change réel bilatéral de l'Algérie/USA par l'utilisation de la formule (2) montre que le taux de change réel du Dinar a connu deux étapes principales : de 1970 à 1986, étape pendant laquelle le dinar a connu une appréciation réelle en gros, c'est-à-dire que cette appréciation n'est pas régulière. La deuxième phase concerne la période de 1985 à 2000 caractérisée par une forte dépréciation réelle du dinar, bien qu'à partir de 2000, la tendance est pour la stabilité du mouvement de dépréciation. L'appréciation réelle du dinar de 1970 à 1985 s'explique aisément par le fait que le taux de change nominal du dinar était figé presque complètement pendant toute la sous période conjugué à des prix intérieurs également fixes (les prix étaient contrôlés aussi) alors que les prix à l'extérieur (aux USA en l'occurrence) ont connu un mouvement de croissance presque régulière. Quant à la phase de la dépréciation réelle très forte, de 1985 à 2000, elle correspond à une phase d'une dévaluation nominale drastique du dinar, notamment en 1988 et 1994, accompagnée d'une dépréciation réelle du fait de la libéralisation des prix intérieurs, alors que ceux des USA continuent à voir une allure de croissance aussi régulière qu'avant, mais loin d'être comparable à l'allure de la croissance des prix en Algérie. D'où une forte dépréciation réelle du dinar algérien. (voir le graphe n° 1 en annexe)

### 3.3. Le taux de change réel de la PPA et la relation d'équilibre de long terme.

Pour pouvoir utiliser cette théorie dans l'analyse et la détermination de la valeur extérieure de la monnaie nationale (Dinar), il est important de savoir si cette théorie permet d'abord l'établissement d'une relation d'équilibre de long terme ou non. Pour ce faire, nous avons utilisé les données suivantes: (ser01) pour le taux de change nominal du dinar/dollars USA coté à l'incertain, (ser02) est l'IPC pour l'Algérie et (ser07) l'IPC pour les USA<sup>13</sup>. L'estimation de la relation (3), sur Eviews 4.1, est dans le tableau n°1. Les signes des paramètres sont tout à fait conformes aux attentes théoriques. En effet, une hausse/ baisse de ( $e$ ), dans la relation (3), correspondent respectivement à une dépréciation/appréciation de la monnaie par rapport à la monnaie étrangère. La constante  $c(1)$  n'a aucune signification en niveau puisque on est dans le cas de la PPA relative. Par contre, son signe positif s'explique aisément par le fait que le Dinar est parti d'une situation de surévaluation nette par rapport à la PPA. Le signe positif du paramètre  $c(2)$  est tout à fait logique. Une augmentation des prix nationaux, toutes choses égales par ailleurs, entraîne une dévaluation réelle du dinar. Quant au paramètre  $c(3)$ , avec un signe positif et qui est dans le modèle négatif, il signifie que toute augmentation des prix étrangers entraîne une appréciation réelle de la monnaie nationale. La relation (3) après estimation des paramètres s'écrit :

$$e_t = 5,0280629 + 1,7201196.p_t - 1,9583344.p_t^* + \mu_t \dots(3bis).$$

Les signes opposés des paramètres  $c(2)$  et  $c(3)$  est conforme à l'esprit de la théorie de la PPA qui considère le différentiel des prix ( $p_t^* - p_t$ ) comme un « attracteur » du taux de change. Sur l'intervalle

<sup>13</sup> Les données pour l'Algérie sont puisées dans le CD-ROM de la banque mondiale (1997) et complétée à partir du rapport de la direction générale des études et de la prévision du Ministère des Finances (octobre 2004). L'indice des prix des Etats-Unis est puisé CD-ROM de la banque mondiale et complété par des données BLS (Bureau of Labor statistics 2005)

de temps considéré dans cette analyse, la période de 1970 à 2003, le Dinar algérien a connu une phase de stabilité de 1970 jusqu'à la fin des années quatre vingt avec une parité nettement surévaluée, puis une phase de dévaluation nominale croissante de 1988 à 1997 accompagnée d'une forte dépréciation réelle, et enfin une phase de stabilité relative de dévaluation graduelle de moindre envergure jusqu'à la fin de la période. Ce qui correspond dans le graphique respectivement à une stabilité puis à une forte appréciation et une stabilité relative du taux de change réel, comme le montre le graphe N°3 en annexe.

Tableau N°1 : Estimation du Taux de change PPA

Dependent Variable: LOG(SER01)  
 Method: Least Squares  
 Date: 11/24/05 Time: 19:30  
 Sample: 1970 2003  
 Included observations: 34  
 LOG(SER01) = C(1) +C(2)\*LOG(SER02) - C(3)\*LOG(SER07)

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	5.028063	0.485338	10.35993	0.0000
C(2)	1.720120	0.068190	25.22553	0.0000
C(3)	1.958334	0.164245	11.92323	0.0000
R-squared	0.983239	Mean dependent var		2.441268
Adjusted R-squared	0.982158	S.D. dependent var		1.195083
S.E. of regression	0.159631	Akaike info criterion		-0.747801
Sum squared resid	0.789948	Schwarz criterion		-0.613123
Log likelihood	15.71262	Durbin-Watson stat		0.767688

Les tests sur les paramètres obtenus par la méthode LS linéaire, que nous avons choisie à dessein pour ne pas imposer de contraintes sur les résidus, nous intéressent dans cette étape. La qualité du modèle en général paraît valable selon le diagnostic fourni par le logiciel. Mais avec le nombre d'observations, il n'est pas aisé de conclure avec précision sur la qualité statistique du modèle. La statistique de Student (t) montre que tous les coefficients du modèle sont significativement différents de zéro. La statistique de DW ne permet pas le rejet des hypothèses alternatives à l'hypothèse nulle ( $H_0 : \rho = 0$ ) ; ce qui laisse entendre une auto corrélation potentielle des erreurs (résidus). La statistique ( $R^2$ ) est très proche de l'unité, mais cela ne permet pas de conclure sur la somme des résidus car le modèle contient une constante. Il convient aussi de remarquer que les coefficients des variables (indices de prix) sont presque égaux (1.7201196 = 1.9583344) : ce qui signifie que le modèle est presque tout à fait symétrique quant aux effets des variations des indices de prix sur le taux de change réel.

Nous utiliserons, dans ce qui suit différentes techniques, les fonctions d'auto corrélation et la méthode de la racine unité, pour mieux caractériser le terme des résidus dans ce modèle. La première chose qui peut être prise en compte est le graphique de la série des résidus qui apparaît sans allure régulière, avec des mouvements erratiques dont l'importance est très invariable. A priori, l'idée de la stationnarité du terme ( $(\mu_t)$ ) est peu probable.

#### 3.4. L'analyse de la stationnarité des résidus (le terme $\mu$ )

Nous déterminerons d'abord le meilleur ajustement pour caractériser le PGD des résidus, en procédant graduellement à l'estimation de trois modèles alternatifs, conformément à la méthode proposée par Dickey-Fuller(1979), partant du modèle général au modèle parcimonieux.



**3.4.1. Le premier modèle**

Le premier modèle constitue un cas général, avec un retard, un trend et une constante (dérivée). Les résultats de l'estimation montrent nettement que le coefficients du trend n'est pas significativement différent de zéro (0.0006) avec une statistique (t) qui ne rejette pas l'hypothèse nulle (H0). Le même résultat pour la constante (tableau n°2). Le coefficient du premier retard est très significatif (0.584028) avec une statistique (t) qui rejette l'hypothèse nulle au seuil significatif de 5%.

Tableau N°2 : Estimation du Premier Modèle

Dependent Variable: SER17  
 Method: Least Squares  
 Date: 11/22/05 Time: 00:36  
 Sample(adjusted): 1971 2003  
 Included observations: 33 after adjusting endpoints  
 $SER17 = C(1)*SER17(-1) + C(2)*@TREND + C(3)$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.584028	0.149530	3.905751	0.0005
C(2)	0.000600	0.002488	0.241049	0.8112
C(3)	-0.008024	0.048483	-0.165497	0.8697
R-squared	0.337090	Mean dependent var		0.003789
Adjusted R-squared	0.292896	S.D. dependent var		0.161519
S.E. of regression	0.135820	Akaike info criterion		-1.068463
Sum squared resid	0.553413	Schwarz criterion		-0.932417
Log likelihood	20.62964	Durbin-Watson stat		1.784085

**3.4.2. Le deuxième modèle.**

Le deuxième modèle comporte un retard et une dérivée (constante) mais sans tendance. Les résultats de l'estimation confirment davantage ceux du modèle précédent avec la suppression de la tendance temporelle. Le coefficient du retard est aussi significativement différent de zéro (0.581714) au seuil d'une probabilité critique (0.004) pour rejeter (H0) largement, par contre la constante devient davantage proche de zéro (0.002179) et avec une probabilité critique plus importante (0.9261) largement supérieure à (0.05). Ce qui conduit à accepter (H0).

Tableau N° 3 : Estimation du modèle 2.

Dependent Variable: SER17  
 Method: Least Squares  
 Date: 11/22/05 Time: 00:42  
 Sample(adjusted): 1971 2003  
 Included observations: 33 after adjusting endpoints  
 $SER17 = C(1)*SER17(-1) + C(2)$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.581714	0.146937	3.958925	0.0004
C(2)	0.002179	0.023285	0.093567	0.9261
R-squared	0.335806	Mean dependent var		0.003789
Adjusted R-squared	0.314380	S.D. dependent var		0.161519
S.E. of regression	0.133741	Akaike info criterion		-1.127134
Sum squared resid	0.554485	Schwarz criterion		-1.036437
Log likelihood	20.59771	Durbin-Watson stat		1.776776

### 3.4.3 Le troisième modèle

La suppression de la dérivée et de la tendance dans le modèle trois, qui devient un AR(1), confirme de façon probante que le PGD des résidus n'est pas un processus TS mais un processus AR(p) fort probablement stationnaire.

Tableau N° 4 : Estimation du Modèle 3

Dependent Variable: SER17  
 Method: Least Squares  
 Date: 11/22/05 Time: 00:45  
 Sample(adjusted): 1971 2003  
 Included observations: 33 after adjusting endpoints  
 SER17 = C(1)\*SER17(-1)

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.581954	0.144622	4.023978	0.0003
R-squared	0.335618	Mean dependent var		0.003789
Adjusted R-squared	0.335618	S.D. dependent var		0.161519
S.E. of regression	0.131653	Akaike info criterion		-1.187458
Sum squared resid	0.554641	Schwarz criterion		-1.142109
Log likelihood	20.59306	Durbin-Watson stat		1.776664

### 3.4.4 Analyse des corrélogrammes des résidus ( $\mu$ ) :

Le corrélogramme des résidus en niveau montre que les termes du corrélogramme simple ne sont pas dispersés et que le premier, le quatrième et le cinquième sont hors l'intervalle de confiance. Le corrélogramme simple est décroissant sous la forme sinusoidale amortie. Par contre, la fonction ACP montre que le premier est hors intervalle de confiance, avec des termes relativement dispersés. La probabilité critique de la statistique Q pour  $k=16$  est égale à (0.000) nettement inférieure à (5% seuil d'acceptation de  $H_0$ ). Ce qui ne permet pas d'accepter l'hypothèse nulle (nullité des coefficients du corrélogramme). La série des résidus est autocorréllée. Enfin, le corrélogramme est tellement atypique. Ce qui rend son interprétation très difficile mais néanmoins proche de ce que serait le corrélogramme d'un processus AR(1).

Tableau N° 5 : Corrélogramme des résidus ( $\mu$ ) de l'équation (3) en niveau

Date: 11/22/05 Time: 00:56  
 Sample: 1970 2003  
 Included observations: 34

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
.  ****	.  ****	1 0.574	0.574	12.203	0.000
.  *	.  **	2 0.191	-0.205	13.602	0.001
.  *	.  **	3 -0.172	-0.290	14.771	0.002
****	***	4 -0.498	-0.377	24.887	0.000
****	.  *	5 -0.542	-0.113	37.295	0.000
***	.  .	6 -0.350	0.041	42.657	0.000
.  *	.  *	7 -0.144	-0.104	43.592	0.000
.  *	.  .	8 0.135	0.028	44.452	0.000
.  **	.  .	9 0.292	-0.035	48.639	0.000
.  **	.  *	10 0.256	-0.101	51.969	0.000
.  *	.  .	11 0.168	-0.019	53.467	0.000
.  .	.  *	12 -0.015	-0.100	53.480	0.000

. *  .	. *  .	13	-0.184	-0.076	55.449	0.000
. **  .	.   .	14	-0.217	-0.028	58.344	0.000
. **  .	. *  .	15	-0.191	-0.062	60.696	0.000
. *  .	. *  .	16	-0.117	-0.094	61.632	0.000

- Corrélogramme des résidus ( $\mu$ ) en première différence

Le corrélogramme simple est cette fois avec des termes nettement dispersés. La fonction d'autocorrélation partielle avec des termes nettement dispersés et la statistique (Q) a une probabilité critique pour (k=16) égale à (0.68) largement supérieure au seuil de 5%. Ce qui permet d'accepter (H0), c'est-à-dire que les coefficients d'autocorrélation sont nuls. L'analyse des corrélogrammes ne permet pas de façon évidente de conclure à une stationnarité des résidus en niveau.

Tableau N°6 : Corrélogramme des résidus ( $\mu$ ) en première différence

Date: 11/22/05 Time: 00:58

Sample: 1970 2003

Included observations: 33

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
. *  .	. *  .	1	-0.062	-0.062	0.1388	0.709
.   .	.   .	2	-0.028	-0.032	0.1674	0.920
.   .	.   .	3	-0.013	-0.017	0.1739	0.982
. ***  .	. ***  .	4	-0.329	-0.333	4.4840	0.344
. **  .	. ***  .	5	-0.260	-0.345	7.2708	0.201
.   .	. *  .	6	-0.023	-0.157	7.2937	0.295
. *  .	. **  .	7	-0.073	-0.202	7.5314	0.376
.   *  .	. *  .	8	0.143	-0.089	8.4746	0.389
.   **  .	.   .	9	0.215	-0.026	10.702	0.297
.   .	. *  .	10	0.056	-0.090	10.858	0.369
.   *  .	.   .	11	0.074	-0.049	11.147	0.431
. *  .	. *  .	12	-0.064	-0.111	11.372	0.497
. *  .	.   .	13	-0.099	-0.046	11.938	0.533
. *  .	.   .	14	-0.071	-0.039	12.242	0.587
.   .	.   .	15	-0.017	0.017	12.261	0.659
. *  .	. *  .	16	-0.097	-0.129	12.895	0.680

### 3.5 Les différents tests de racine unité des résidus du modèle (3).

Le test de dickey-fuller simple (1976) et les fonctions d'autocorrélation et d'autocorrélation partielle ne confirment pas le caractère stationnaire des résidus. Par contre, le test de racine unité de dickey-Fuller augmenté (ADF) permet le rejet de l'hypothèse nulle (H0) de non stationnarité des résidus dans les trois modèles et au seuil significatif de 5%. Ce qui veut dire que la série des résidus est stationnaire en niveau. Le test de Phillips-Perron (Adj.stat) permet le rejet de l'hypothèse nulle pour le troisième modèle (sans dérivée ni tendance), en niveau également. Enfin, les tests de la statistique (LM) de Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) sont en faveur du rejet net de l'hypothèse nulle. Le même résultat est obtenu pour les statistiques (P-statistic) et DF-GLS de Elliott-Rothemberg-Stock ; qui rejettent aussi l'hypothèse nulle de la non stationnarité de la série des résidus de la relation estimée précédemment (3).

Il ressort que les résultats précédents sont peut être à nuancer, car issus de méthodes (tests) dont la puissance est nettement réduite, notamment pour des séries de données de basses fréquences (annuelles) avec un échantillon de taille relativement assez petite. Par conséquent, il paraît légitime de soutenir l'idée de la validité du critère de la PPA dans sa version relative pour l'explication du mouvement taux de change réel de

l'Algérie. Ce résultat établit également, ne serait-ce que provisoirement, l'existence d'une relation d'équilibre de long terme du taux de change réel bilatéral Algérie/USA fondée sur la PPA relative.

#### 4. Analyse de la cointégration et de la PPA pour le taux de change en Algérie

La relation (3) peut être sophistiquée davantage par la décomposition du terme d'erreur de mesure des indices de prix que nous supposons à l'origine de la déviation du taux de change réel de la PPA comme l'a d'ailleurs fait M.P.Taylor (1988). Cela permettra, certes, d'affiner davantage l'analyse mais les données requises ne sont pas disponibles, et il faudrait surtout avoir des indices de prix théoriques et des indices de prix observés.

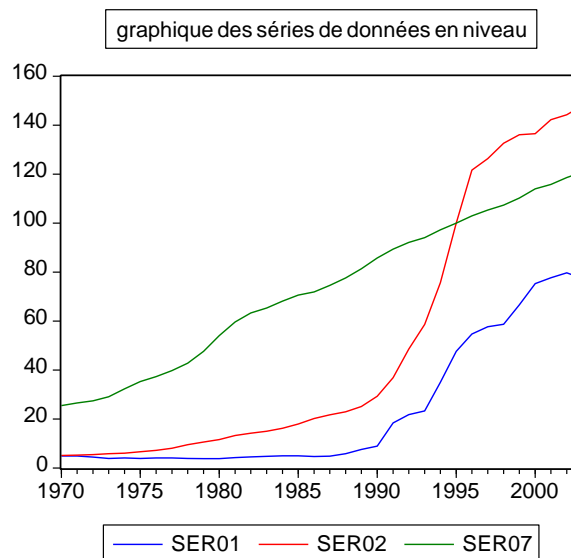
L'analyse de la relation de cointégration est également largement utilisée dans la vérification de la PPA., James Lothian, M.P.Taylor(1988), Yin-Wong Cheung (1993) K.Rogoff (1996) Mark C. Nelson (1990) et bien d'autres. Le principe est relativement simple. Si nous réécrivons la relation précédente (3) sous une forme.  $\alpha' X_t = C + \mu_t \dots \dots \dots (4)$ ,

où  $X_t$  : est un vecteur des séries  $(e_t, p_t, p^*_t)$  et

$(\alpha')$  est un vecteur des paramètres suivants  $(1., \alpha_1., \alpha_2)$ .

Si les séries  $X_t$  sont I(1) et  $(\mu_t)$  est également I(1) et ceci est généralement le cas en réalité. Selon Engle et Granger (1987), s'il existe un vecteur  $(\alpha)$ , dans la relation (4), qui fait que  $(\mu_t)$  soit stationnaire c'est-à-dire I(0), alors les composantes de  $(X_t)$  sont dites cointégrées. La relation du taux de change en (4) est une relation d'équilibre de long terme. Il faut évidemment que les séries cointégrées soient de même ordre d'intégration.

Graphe N° 2 : Graphe des séries de données en niveau



Les tests de racines unités (ADF) effectués pour les séries des données des trois variables montrent que pour la série de l'indice des prix domestiques (ser02), l'hypothèse nulle n'a pas été rejetée ni en niveau ni en première différence, et ce pour les trois modèles du test de ADF. Par contre, cette hypothèse est rejetée dans les trois modèles en deuxième différence et ceci confirme que (ser02) est intégrée d'ordre deux I(2). La

sérié du taux de change nominal (ser01) est non stationnaire en niveau aussi mais l'hypothèse nulle est rejetée pour le troisième modèle seulement au seuil significatif de 5% en première différence. Ce qui laisse entendre qu'elle est I(1). L'hypothèse nulle est rejetée partout en deuxième différence. Enfin, pour la série de l'indice des prix étrangers (USA) (ser07), le test ADF permet le rejet de l'hypothèse nulle en niveau, aux seuils de 5% et 1%, pour le premier modèle (avec dérivée). Ce qui nous laisse penser qu'elle est stationnaire en niveau. Ces résultats sont déterminants pour l'hypothèse de la relation de cointégration. En effet, les séries sont intégrées mais d'ordres différents, ce qui rend l'existence d'une relation de cointégration de long terme inenvisageable. Pour confirmer ce résultat, nous avons effectué les tests de cointégration de Johansen, le test du LR (trace) et celui du maximum des valeurs propres (Max-eigenvalue) de la matrice II dans les modèles de Johansen.

Les résultats obtenus font état d'un rejet systématique de toute relation de cointégration, pour les deux statistiques (LR) et (Max-eigenvalue) pour quatre hypothèses relatives aux relations de cointégrations et des données, sauf pour un seul cas dans l'hypothèse d'un trend dans la relation de cointégration et un trend pour le modèle des données ou une seule relation de cointégration est détectée selon la statistique du (LR) au seuil significatif de 5%, mais que la statistique du Max-eigenvalue rejette au même seuil. Les résultats du test sont dans le tableau N°7 en annexe.

Cependant, il est très difficile de conclure à l'existence d'une relation de cointégration en toute évidence, car les résultats des deux tests sont d'abord contradictoires ce qui signifie que les tests dans ces conditions ont une puissance très réduite. A cet élément s'ajoute le fait que les deux séries (ser01) et (ser02) qui peuvent constituer une relation de cointégration sont intégrées mais fort probablement d'ordres différents ce qui éloigne toute possibilité d'une relation de cointégration. Néanmoins, ce concept de cointégration demeure encore en phase de développement ce qui en fait un critère pas tout à fait déterminant. Par contre, nous avons établis précédemment, par les tests de racine unité, en toute évidence, la stationnarité des résidus ( $\mu$ ) ce qui confirme l'existence d'une relation d'équilibre de long terme, du taux de change, fondée sur le critère de la PPA relative pour l'Algérie par rapport au Dollar USA, qui fait objet de notre analyse. Un résultat que consolide ce résultat de détection de la relation de cointégration, sachant que la contradiction dans les résultats des deux tests pourrait bien être imputable à un défaut de spécification aussi. Les résultats de ce travail ne sont qu'un élément très modeste qui, avec d'autres travaux qui seront consacrés à ce sujet ultérieurement, permettrons réellement de tester la validité de cette théorie de PPA pour la modélisation du taux de change réel en Algérie.

### Références Bibliographiques

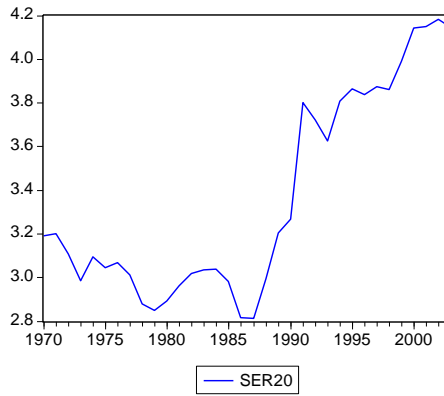
- 1- **Rached Bouaziz**: «politique de change en Tunisie», Revue Finance et Développement au Maghreb n°9, 1991.
- 2- **Mourad Goumri** : L'offre de monnaie en Algérie. Edition ENAG. Alger 1993.
- 3- **Elizabeth Ruppert** : The Algerian retrenchment system : a financial and economic evaluation. The World Bank Economic Review. N°1. volume 13. 1999
- 4- **Hadj Nacer A. Roustoumi** : « le pouvoir d'achat du dinars », Cahier de la réforme n°5, mars 1988.
- 5- **Mohamed Khenniche** : « monnaie sur évaluée, système des prix dévaluation en Algérie », Cahier du CREAD n°57, 2001.
- 6- **Ramdane Abdoun** : «Economie du taux de change éléments d'analyse macroéconomiques», Cahier de la réforme n°5, mars 1988.
- 7- **Ahmed Bouyacoub** : « Monnaie, prix et ajustement: problèmes de transition en Algérie », Cahier du CREAD n°57, 2001.
- 8- **Agnès Bénassy-Quéré Benoît Coeuré** : Big and small currencies : the regional connection. WP n°10/2000. CEPII 2000.
- 9- **Roland Straub and Ivan Tchacarov** : Non fundamentals exchange rate volatility and welfare. WP n°328. ECB 2004.
- 10- **Günter Goenen and Volker Wieland**: Exchange rate policy and the zero bound on nominal interest rate. WP n° 350. ECB 2004.
- 11- **Jeannine Bailliu, Robert Lafrance and Jean François Perrault**: Does exchange rate policy matter for growth.WP n°17/2002 Bank of Canada 2002.

- 12- Bronka Rzepkowski:** The expectations of Hong Kong Dollar: Devaluation and their determinants. WP n°04/2000. CEPII 2000.
- 13- Jack Selody :** « The goal of price stability : a review of issues», Technical report n°54 bank of Canada.
- 14- Michael W. Klein, Nancy P. Marion:** « explaining the duration of exchange rate pegs », Journal of development economics volume 54, 1999.
- 15- Ruilin Zhou:** « Currency exchange in a random search model», Review of economic studies, 1997.
- 16- Hélène Tordjman:** « speculation, heterogeneities des agents et apprentissage: un modèle des marchés de change artificiels», Revue économique volume 48 n°4, 1997.
- 17- Stuart C. Gilson :** « the inflation adjusted rate of return on corporate debt and equity », Technical report n°39 bank of Canada.
- 18- Eric Jondeau et Reland Ricart:** « la théorie des anticipations de la structure par terme : à partir des taux sur euro-dollar, euro-mark, euro-franc, euro-livre », NER banque de France, 1996.
- 19- Zahir Antia, Ramdane Djoudad and Pierre St. Aimant:** « Canada's exchange rate regime and North American economic integration: the role of risk sharing mechanism», Working papers bank of Canada.
- 20- Pierre Villa:** « règles discrétion et régime de change en Europe », DOC travail n° 93/03 CEPII, 1993
- 21- Agnès Bunassy-Qurré, Benôt Majon and Jean Pisai-Ferry:** « the euro and exchange rate stability», WP n°97/12 CEPII, 1997.
- 22- Michel Fouquin, Khalid Sekkat and al.:** « sector sensitivity to exchange rate fluctuations», WP n°11 CEPII, 2001.
- 23- Agnès Bunassy-Qurré and al.:** « models of exchange rate expectation: heterogeneous evidence from panel data», WP n°3 CEPII, 1999.
- 24- John Baffs, Ibrahim Elbadawi and al. :** « single-equation estimation of equilibrium real exchange rate», WP n° 08/20 IMF, 1997.
- 25- Hilde C. Bjorland:** « estimation the equilibrium real exchange rate en Venezuela», Memorandum n°02 department of economics university of Oslo, 2003.
- 26-Lucio Sarno:** « Non linear exchange rate models: a selective over view», WP n°3/111 IMF.
- 27-Yin-Wong Cheung and S. Lai:** Long run purchasing power parity during the recent float; Journal of international economics; North Holland, 1993, pp 181-192



Annexe: Graphe N°1

Graphe: représentatif de l'évolution du taux de change réel . Le taux de change réel est calculé par la méthode suivante :  $TCR = \text{Log}(e) + \text{Log}(p) - \text{Log}(p)$ .



Annexe : Graphe N°3 pour l'estimation de la relation 3.

Graphe N°3: représentatif de l'estimation de la relation (3), avec le graphe des résidus.

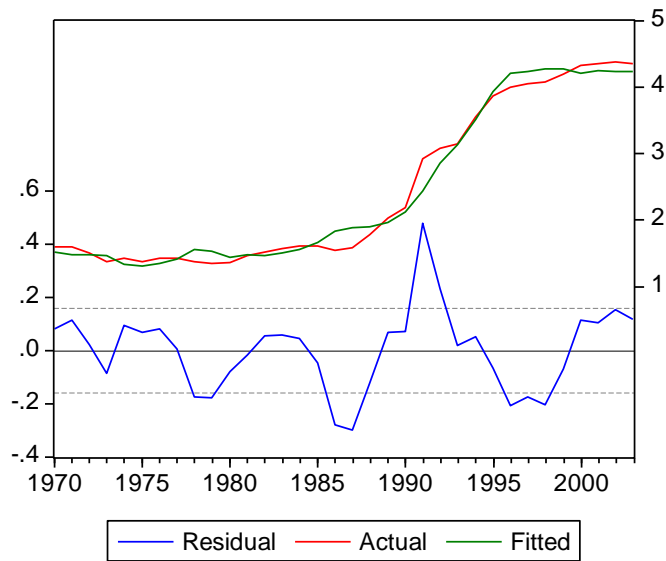


Tableau N° 7 : Résultats des Différents tests.

Date: 11/25/05 Time: 00:34				
Sample(adjusted): 1972 2003				
Included observations: 32 after adjusting endpoints				
Trend assumption: Quadratic deterministic trend				
Series: SER01 SER02 SER07				
Lags interval (in first differences): 1 to 1				
Unrestricted Cointegration Rank Test				
Hypothesized No. Of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
None *	0.437653	38.46391	34.55	40.49
At most 1 *	0.368732	20.04357	18.17	23.46
At most 2 *	0.153239	5.322781	3.74	6.40
*(**) denotes rejection of the hypothesis at the 5%(1%) level				
Trace test indicates 3 cointegrating equation(s) at the 5% level				
Trace test indicates no cointegration at the 1% level				
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
None	0.437653	18.42034	23.78	28.83
At most 1	0.368732	14.72079	16.87	21.47
At most 2 *	0.153239	5.322781	3.74	6.40
*(**) denotes rejection of the hypothesis at the 5%(1%) level				
Max-eigenvalue test indicates no cointegration at both 5% and 1% levels				
Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by b*S11*b=I):				
SER01	SER02	SER07		
0.136555	-0.046688	0.558394		
0.277585	-0.192110	-0.073502		
0.193588	-0.080411	-0.124907		
Unrestricted Adjustment Coefficients (alpha):				
D(SER01)	-0.640034	-0.535069	-0.998325	
D(SER02)	-0.249154	1.372736	-1.009577	
D(SER07)	-0.568490	-0.020121	0.030191	
1 Cointegrating Equation(s): Log likelihood -189.5071				
Normalized cointegrating coefficients (std.err. in parentheses)				
SER01	SER02	SER07		
1.000000	-0.341897	4.089155		
	(0.08934)	(0.92848)		
Adjustment coefficients (std.err. in parentheses)				
D(SER01)	-0.087400	(0.07483)		
D(SER02)	-0.034023	(0.09216)		
D(SER07)	-0.077630	(0.01740)		

2 Cointegrating Equation(s):		Log likelihood	-182.1467
Normalized cointegrating coefficients (std.err. in parentheses)			
SER01	SER02	SER07	
1.000000	0.000000	8.340117	
		(1.63825)	
0.000000	1.000000	12.43347	
		(2.62099)	
Adjustment coefficients (std.err. in parentheses)			
D(SER01)	-0.235927	0.132674	
	(0.16638)	(0.10633)	
D(SER02)	0.347027	-0.252083	
	(0.19144)	(0.12235)	
D(SER07)	-0.083215	0.030407	
	(0.03941)	(0.02518)	