

C H A P I T R E D E U X . L A C O N T R A I N T E D E S O L V A B I L I T E E T L ' O P T I M A L I T E D E L ' A J U S T E M E N T E X T E R N E . U N E A P P R O C H E E N T E R M E S D ' E Q U I L I B R E P A R T I E L

I N T R O D U C T I O N :

Nous endogénéisons, dans ce chapitre, le solde externe de l'économie dont la dynamique a été, jusque là, supposée exogène. En effet, cette dernière dépend étroitement des importations dont le niveau de ne réagit pas simplement de façon à maintenir le solde courant à des niveaux prédéterminés, mais s'établit, notamment, selon des objectifs de croissance ou de bien-être social.

L'évolution du solde extérieur et, partant, du stock de la dette externe, qui s'en suit est alors importante à évaluer car elle pose, en dernière instance, la question de la solvabilité, c'est-à-dire, de la contrainte externe qui limite le financement de l'économie.

Dès lors, comment les économies s'ajustent-elles face à des chocs externes afin de préserver leur solvabilité sans pour autant hypothéquer leur croissance?

Traitant de l'Algérie, nous adopterons tout d'abord une démarche descriptive et comptable qui aura l'avantage de mettre en évidence la diversité de l'ajustement externe et son caractère multidimensionnel. Nous élaborerons, ensuite, un modèle de détermination, sous la contrainte de solvabilité de l'économie, du niveau optimal des importations dont nous avons, déjà, souligné l'importance dans l'évolution de l'endettement du fait de l'exogénéité des exportations et du taux international d'intérêt.

Le chapitre sera structuré comme suit:

Dans une première section, nous décomposons la dynamique du solde extérieur à la suite du contre-choc de 1986, en insistant notamment sur l'évolution des importations durant la phase d'ajustement, suivant une méthode simple initiée par B.Balassa et basée sur une désagrégation de l'identité comptable de la balance de paiements. Si cette approche éclaire les modalités d'ajustement mises en œuvre, elle ne permet pas, cependant, de poser la question de la solvabilité de l'économie qui est essentielle pour un PVD.

Dans la deuxième section nous rappelons l'expression de la condition de solvabilité d'une économie et les restrictions que celle-ci impose à la dynamique des importations et, partant à la dynamique de la dette externe. L'apport, dans cette section, est l'élaboration d'un cadre de modélisation assez général dans lequel peut être correctement étudiée l'optimalité d'une politique d'importation tenant compte des préférences du "Plan" et de la contrainte de solvabilité que l'approche "two-gaps" ou la méthode de décomposition précédente ignorent.

Dans une troisième section, enfin, nous proposons de voir, à l'aide d'une analyse économétrique, si l'évolution du solde extérieur, induite par le surinvestissement public des années 70 ainsi que par les ajustements post-1986, permet de retenir l'hypothèse de solvabilité de l'économie algérienne et de conclure au rétablissement de son équilibre externe. Dans l'affirmative, nous testerons, alors, l'optimalité de la politique nationale d'importation mise en œuvre à la suite des différents chocs pétroliers dans le cadre de modélisation proposé dans la section précédente.

SECTION 1 : CHOC PETROLIER ET AJUSTEMENT EXTERNE: UNE EVALUATION POUR L'ECONOMIE ALGERIENNE :

1) POSITION DU PROBLEME:

L'endettement externe a connu en Algérie une progression très rapide durant les années 70. La hausse des prix du pétrole en 1974 qui a considérablement augmenté les recettes d'exportation a accru la crédibilité du pays lui facilitant ainsi l'accès au marché des capitaux externes. Le volume de la dette s'est, alors, démultiplié, la solvabilité de l'économie algérienne paraissant acquise

au regard de l'importance de ses revenus pétroliers encore que de tels revenus n'étaient manifestement que transitoires.

Cet endettement externe s'accompagnait, après le premier choc pétrolier, d'une accumulation très rapide du capital encore que ce boom des dépenses publiques a concerné, durant cette période, un grand nombre de pays dès le moment où l'accès au marché des capitaux externes s'est trouvé facilité par une conjoncture mondiale de faible croissance (des pays industrialisés) et de taux d'intérêt réel bas.

Comme nous l'avons déjà souligné, cette politique de financement des dépenses publiques d'investissement par l'endettement externe trouverait sa rationalité dans la croissance attendue résultant de l'accumulation rapide du capital. Plus précisément, si nous distinguons un secteur ouvert d'un secteur de biens non échangeables, il est attendu, à terme, un solde commercial positif dans le secteur concurrencé (augmentation du surplus exportable par exemple) qui préserverait ainsi la solvabilité de l'économie. Cependant, lorsque les biens échangeables n'arrivent pas à s'étendre au-delà des hydrocarbures, les résultats de cette politique deviennent incertains du fait des fluctuations que connaissent alors les recettes d'exportations.

De plus, le processus d'endettement par les dépenses publiques a été entretenu, en Algérie, par ce qui est appelé une faible intégration du système productif engendrant des fuites importantes du multiplicateur des dépenses publiques dues à un contenu en importations des investissements publics particulièrement important.

Si donc, dans une première étape, nous pouvons admettre pour reprendre une expression de W.M.Corden²⁴ que le boom des dépenses publiques soit supérieur au boom des exportations nécessitant un financement externe accru, l'absence de promotion des exportations et les résultats contestables de la politique d'import-substitution ne semblent pas avoir permis d'inverser de façon durable cette tendance. Dès lors, si en période de boom des exportations, l'aisance financière, dans une perspective plus ou moins myope, facilite l'accès aux capitaux externes, par contre, un choc extérieur défavorable non seulement a un impact négatif sur le solde commercial mais risque d'entamer la crédibilité du pays et de réduire ses possibilités d'emprunts futurs. Le contre-choc pétrolier de 1986 est précisément de cette nature. Nous nous proposons, alors, dans cette section, d'évaluer son ampleur puis d'examiner la nature des ajustements mis en œuvre pour restaurer le solde externe.

²⁴ Cf W.M.Corden (1989)

2) METHODE D'ANALYSE :

Pour évaluer ce contre-choc pétrolier et les ajustements qu'il a induit au sein de l'économie, nous construisons une trajectoire de référence par rapport à laquelle sera mesurée ---en écart--- l'évolution des différentes variables économiques. Auparavant, nous décomposons le solde de la balance commerciale de façon à faire apparaître les sources de déviation par rapport à cette trajectoire de référence.

Lorsqu'on écrit une grandeur nominale sous la forme $V = P \cdot Q$ où P et Q désignent le prix et le volume, alors un accroissement infinitésimal dV sera égal à $dV = P \cdot dQ + Q \cdot dP$. La composante $P \cdot dQ$ représente l'effet réel tandis que le second terme représente la contribution de la modification des prix à la variation de V . Cependant, lorsque nous considérons des variations discrètes de V , il se pose un problème de nombre-indice et cette décomposition n'est plus, en général, qu'approximative, dépendant notamment du système de pondérations utilisées. Néanmoins, si nous utilisons un système "hybride" de pondérations à l'instar d'un indice de Paasche, niveau initial pour les prix et terminal pour les volumes par exemple, cette décomposition reste valide puisque:

$$\Delta V = P_1 \cdot Q_1 - P_0 Q_0 = P_0 \cdot (Q_1 - Q_0) + Q_1 \cdot (P_1 - P_0) = P_0 \Delta Q + Q_1 \Delta P \quad (1)$$

l'effet-prix et l'effet-quantité restant définis comme précédemment.

Soit alors E^N , E et P^E respectivement les exportations nominales en dollars, l'indice du volume des exportations en dollars année 1985 et l'indice des prix à l'exportation en base 100 année 1985. Nous désignons par M^N , M et P^M les grandeurs analogues mais relatives aux importations.

Nous avons, alors:

$$E^N = P^E \cdot E \quad ; \quad M^N = P^M \cdot M$$

et pour l'excédent de la balance commerciale:

$$E^N - M^N = P^E \cdot E - P^M \cdot M$$

En utilisant la relation (1), l'accroissement de l'excédent commercial s'écrit alors:

$$\Delta BC = (P_0^E \Delta E - P_0^M \Delta M) + (E^1 \Delta P^E - M^1 \Delta P^M) \quad (2)$$

Le premier facteur indique l'effet des quantités (volume des exportations et des importations) sur la variation du solde commerciale tandis que le second représente la contribution des prix (à l'importation et à l'exportation).

Cette décomposition peut encore être affinée de plusieurs façons²⁵. Des paramètres structurels peuvent, notamment, être introduits, reliant le volume des exportations à la demande mondiale E^W et les importations au revenu national Y . De la sorte, si x et m sont des paramètres représentant respectivement la part de marché et le coefficient d'importation, nous aurons:

$$E = x.E^W \quad \text{et} \quad M = m.Y$$

Un ajustement structurel est une modification de ces paramètres (augmentation de x et/ou une diminution de m) ayant pour effet une réduction du déficit commercial. En utilisant de nouveau (1), nous pouvons écrire:

$$\Delta E = x_0.\Delta E^W + E_1^W \Delta x \quad \text{et} \quad \Delta M = m_0.\Delta Y + Y_1.\Delta m$$

ce qui, en reportant dans (2) et en réarrangeant, donne:

$$\Delta BC = E^1.(P_1^E - P_0^E) - M^1.(P_1^M - P_0^M) + P_0^E.x_0.\Delta E^W - P_0^M.m_0.\Delta Y + P_0^E.E_1^W \Delta x - P_0^M.Y_1.\Delta m \quad (3)$$

où l'accroissement du solde est expliqué par:

les termes de l'échange $E^1.\Delta P^E - M^1.\Delta P^M$

l'augmentation de la demande mondiale $P_0^E.x_0.\Delta E^W$

la diminution de la croissance $-P_0^M.m_0.\Delta Y$

la diminution du coefficient d'importation $-P_0^M.Y_1.\Delta m$

et l'augmentation des parts du marché externe $P_0^E.E_1^W \Delta x$.

Il faut maintenant préciser le contenu à donner à l'opérateur Δ . Celui-ci peut tout d'abord être considéré comme simple différence première ($\Delta X_t = X_t - X_{t-1}$), l'évolution de la balance commerciale étant alors considérée dans sa dimension temporelle. Mais nous pouvons également considérer Δ comme écart par rapport à une situation de référence ($\Delta X_t = X_t - X_t^*$), auquel cas, c'est la déviation du solde commerciale par rapport à ce niveau de référence qui est expliquée. C'est cette dernière interprétation qui sera retenue dans la suite et les niveaux initiaux dans la formule générale (3) sont donc à considérer comme niveaux de référence des variables tandis-que les niveaux finaux sont les grandeurs effectives.

Sur cette trajectoire de contrôle, les variables économiques croissent de façon régulière et celle-ci décrit l'évolution hypothétique de l'économie en l'absence de choc. Le taux de croissance

²⁵ La décomposition utilisée est adaptée de celle utilisée par la Banque Mondiale(1981). Elle a été introduite par Béla BALASSA. Voir, notamment, B.Balassa (1986).

des différentes variables, sur ce sentier stationnaire, sera déterminé comme moyenne des taux de croissance passée.

Cependant, de 1974 à 1986, l'évolution des prix à l'exportation dans l'économie algérienne subit une succession de chocs dont celui, défavorable, de 1986, si bien qu'il est difficile de déterminer une période pouvant être considérée comme un équilibre de long terme. De ce fait, nous avons retenu la période 1981-85 précédent le deuxième choc pétrolier comme période de base; mais, plutôt que d'y inclure les évolutions moyennes des variables, nous avons procédé à un ajustement local qui, dans ce cas, affecte plus de poids aux observations récentes - lesquelles sont éloignées du choc de 79-80 et donc correspondent à des valeurs probablement plus proches de l'équilibre²⁶. La période de base est ainsi une moyenne pondérée des observations entre 1981-85.

3) EVALUATION DU CONTRE CHOC PETROLIER ET DE L'AMPLITUDE DES AJUSTEMENTS :

A partir de 1986, l'Algérie fait face à la fois à un effondrement des prix à l'exportation et à un relèvement des prix à l'importation. Cette dégradation des termes de l'échange a été, en outre, accompagnée d'un accroissement des intérêts de la dette. Enfin, les difficultés d'accès au marché des capitaux externes rendaient problématique l'amortissement de la dette par le recours à l'emprunt externe (refinancement). Cet ensemble de facteurs a entraîné, pour le moins, une crise d'illiquidité.

En se basant sur la décomposition (3), nous estimons dans les tableau (1) et (2) l'effet du contre choc externe de 1986 sur la balance commerciale ainsi que les modalités et l'amplitude des ajustement mises en œuvre pour restaurer le solde à son niveau de référence.

Ainsi, en 1986, le décrochement brutal du prix du pétrole et, quoiqu'avec moins d'ampleur, la rupture dans le trend décroissant des prix à l'importation ont contribué à une dégradation du solde commercial pour près de 6.5 Milliards de dollars en écart à la situation de référence. Le seul choc sur les prix à l'exportation a entraîné une baisse de la "rente pétrolière" qui peut être estimé à 5.5 Milliards de dollars soit à 9% du PIB, par rapport au niveau prévisible de celle-ci, c'est-à-dire, au niveau atteint si l'économie avait connu une croissance régulière. Cette dégradation des termes

²⁶ Ceci suppose que l'impact des chocs tend à se résorber avec un retour progressif aux valeurs d'équilibre.

de l'échange a connu un second pic en 1989 avant de tendre à se résorber sur le reste de la période.

La réponse de l'économie à ce choc externe peut être de deux natures: un réajustement des échanges extérieurs qui peut être structurel et plus ou moins favorisé par l'environnement international (demande mondiale) ou par une stabilisation ou un ralentissement de la croissance du fait de la dépendance du volume des importations du revenu national.

TABLEAU 1. Contre-choc pétrolier et amplitude des ajustements (en milliards de \$ constants, 1985)

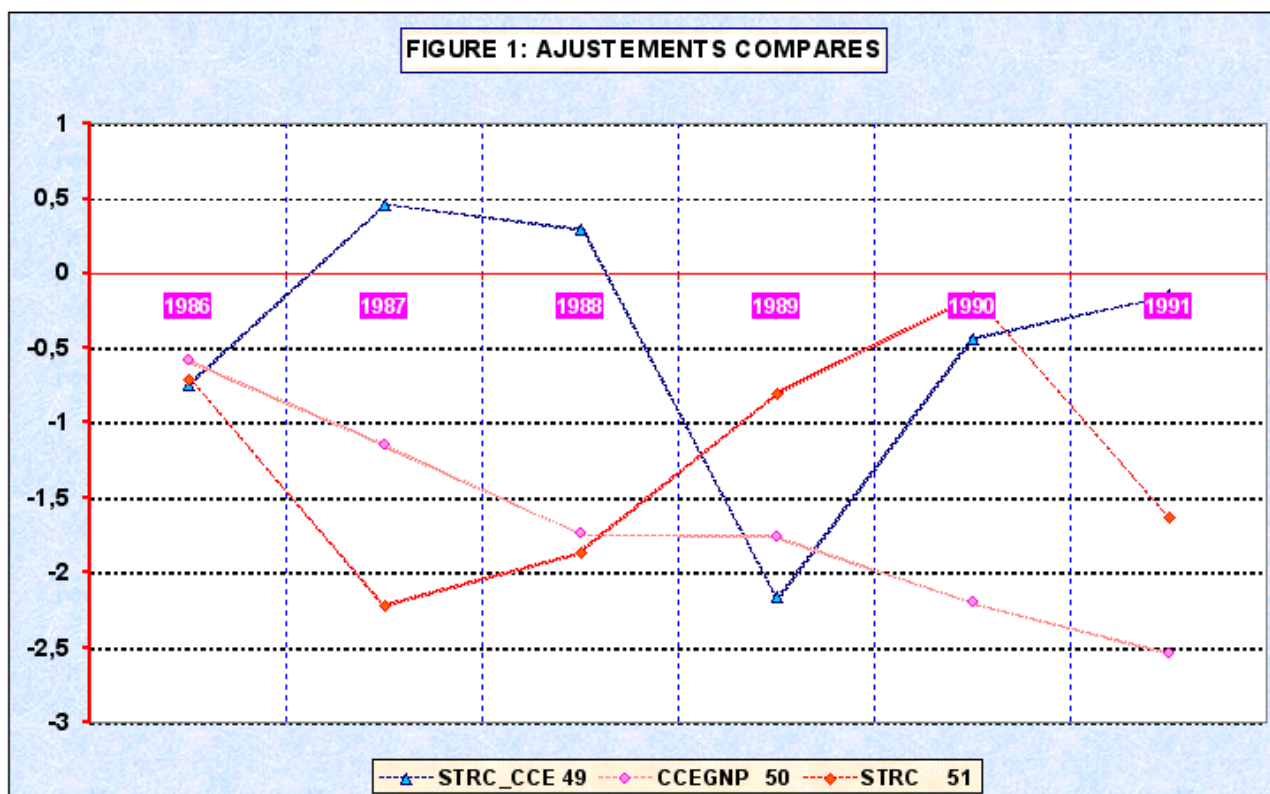
| | 1986 | 1987 | 1988 | 1989 | 1990 | 1991 |
|--|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| SOMME PRIX | -6.42 | -4.70 | -5.47 | -7.84 | -3.49 | -3.02 |
| Dont | | | | | | |
| Prix Importations | -0.91 | -0.97 | -1.77 | -2.69 | -3.21 | -3.14 |
| Prix Exportation | -5.51 | -3.72 | -3.71 | -5.16 | -0.27 | 0.13 |
| SOMME DES AJUSTEMENTS | 2.05 | 2.91 | 3.32 | 4.73 | 1.93 | 4.32 |
| Dont | | | | | | |
| demande externe et part de marché | 0.75 | -0.46 | -0.28 | 2.17 | -0.44 | 0.15 |
| Croissance du Gr | 0.58 | 1.153 | 1.75 | 1.76 | 2.20 | 2.54 |
| Structure des Importations | 0.72 | 2.22 | 1.87 | 0.81 | 0.16 | 1.63 |
| VARIATION SOLDE | -4.37 | -1.78 | -2.15 | -3.11 | -1.56 | 1.30 |

Un signe positif de var_sold indique une amélioration du solde commercial par rapport à la situation d'équilibre

TABLEAU 2. Contre-choc pétrolier et amplitude des ajustements (en pourcentage du Gdp* en \$, 1985)

| | 1986 | 1987 | 1988 | 1989 | 1990 | 1991 |
|--|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| SOMME PRIX | -0.11 | -0.07 | -0.08 | -0.11 | -0.05 | -0.04 |
| Dont | | | | | | |
| Prix Importations | -0.02 | -0.02 | -0.03 | -0.04 | -0.04 | -0.04 |
| Prix Exportation | -0.09 | -0.06 | -0.06 | -0.07 | -0.00 | 0.00 |
| SOMME DES AJUSTEMENTS | 0.03 | 0.05 | 0.05 | 0.07 | 0.03 | 0.06 |
| Dont | | | | | | |
| demande externe et part de marché | 0.01 | -0.01 | -0.00 | 0.03 | -0.01 | 0.00 |
| Croissance du Gr | 0.01 | 0.02 | 0.03 | 0.03 | 0.03 | 0.03 |
| Structure des Importations | 0.01 | 0.04 | 0.03 | 0.01 | 0.00 | 0.02 |
| VARIATION_SOLDE | -0.07 | -0.03 | -0.03 | -0.04 | -0.02 | 0.02 |

Figure 1. Ajustements comparés



En volume, l'évolution des exportations n'a pas toujours le signe attendu alternant une contribution positive à l'ajustement avec des effets défavorables sur celui-ci. Ceci relève, naturellement, du fait que les exportations sont limitées, quasi exclusivement, aux

hydrocarbures dont le volume et les prix sont exogènes. Les exportations hors hydrocarbures, quand à elles, sont demeurées négligeables révélant ainsi l'absence d'une politique réelle de promotion des exportations avec des barrières sur les échanges externes, un taux de change surévalué malgré les dévaluations de 1989 et une faible productivité des facteurs qui n'ont pas permis d'améliorer la compétitivité des produits locaux sur les marchés externes.

Des restrictions quantitatives sur les importations contribuent également à une amélioration de la balance commerciale. Néanmoins, une réduction des importations, à coefficient d'importation inchangé, ralentit également la croissance lorsque celles-ci, et c'est le cas de l'Algérie, sont complémentaires. Ce mode d'ajustement semble avoir été, pourtant, privilégié sur la période étudiée, le PIB effectif évoluant de façon remarquablement régulière en deçà de son niveau de référence sur toute la période avec une contribution à la réduction du déficit commercial passant de 0.6 Milliards de \$ en 1986 à 2.5 Milliards en 1991 (Tableau 1).

Du point de vue structurelle, une baisse du coefficient d'importation peut également être une source de réduction du déficit commercial. Sur la période étudiée, ce paramètre structurel a toujours une valeur plus faible qu'à l'état de référence et contribue donc à une réduction des importations. Néanmoins, cette contribution est inégale et atteint son niveau maximal en 1987 sur la période ayant immédiatement suivi le choc. Par la suite, ce coefficient connaît, jusqu'en 1990, une évolution à la hausse indiquant que les importations croissent alors plus vite que le PIB.

Remarquons, enfin, qu'en 1991 l'ensemble des mécanismes d'ajustement jouent en faveur d'une amélioration du solde commercial. Celui-ci est ramené pour la première fois à un niveau légèrement supérieur à celui de l'état stationnaire, c'est-à-dire, au niveau qui aurait été atteint en l'absence de contre-choc pétrolier.

Au total, nous voyons que l'ajustement des échanges extérieurs a surtout privilégié une compression des importations avec le risque majeur de freiner la croissance. Certes, un effort de réadaptation structurelle s'est opéré mais celui-ci s'est réalisé au détriment de la promotion des exportations bien qu'il soit convenu généralement d'un lien causal des exportations vers la croissance.

SECTION 2: UN MODELE D'AJUSTEMENT OPTIMAL DES IMPORTATIONS SOUS CONTRAINTE DE SOLVABILITE:

1) REPRESENTATIONS DE LA CONDITION DE SOLVABILITE:

La décomposition que nous venons d'étudier permet de suivre les modifications de l'équilibre de la balance de paiements consécutifs à un choc extérieur. Elle montre comment la balance de paiements s'ajuste de façon à ce que la contrainte budgétaire instantanée soit respectée. Ce faisant, elle donne un éclairage sur la diversité des politiques économiques d'ajustement mises en œuvre, sur la dynamique du solde externe et sur l'évolution dans le temps des paramètres structurels de l'économie.

Toutefois, cette approche ne permet pas de savoir si la solvabilité de l'économie a été rétablie alors que l'endettement constitue un problème crucial pour les P.V.D et, précisément, l'un des objectifs des politiques d'ajustement. Etant statique, cette décomposition ne peut pas nous indiquer, de par sa nature, si la contrainte budgétaire intertemporelle est respectée. Ainsi, un même déficit courant peut ou non être compatible avec cette contrainte selon qu'on anticipe ou non une amélioration ultérieure de ce solde. La question que nous nous posons, dans cette section, est alors de déterminer analytiquement les contraintes que la condition de solvabilité impose à la dynamique des postes de la balance de paiement.

Si, en horizon fini, la condition de solvabilité est que le stock de la dette D soit nul en fin de période:

$$D_T = 0 \quad (4-a)$$

en horizon infini, par contre, celle-ci ne s'exprime pas de façon aussi naturelle. Un emprunteur peut, en effet, dans cette dernière perspective, repousser éternellement le remboursement en recourant à chaque date, dans un jeu de Ponzi, à des emprunts nouveaux.

Pour donner une représentation précise de la condition de solvabilité en horizon infini, nous exprimons l'évolution de la dette, à un instant donné t , par:

$$D_t = D_{t-1}(1+r) + h_t \quad (4)$$

où r et h sont respectivement le taux d'intérêt sur la dette et le solde commercial . Il s'agit d'une équation aux différences stochastique possédant une infinité de solutions en D_t .

Par l'introduction de la contrainte de solvabilité, le problème devrait pouvoir avoir une solution unique et convergente. Soit alors $E(\cdot|I_{t-1})$ l'opérateur d'espérance mathématique conditionnellement à l'information disponible I à la date t-1. I_{t-1} contient D_{t-1} , r_{t-1} et h_{t-1} . En appliquant cet opérateur à l'équation (4), nous obtenons:

$$E(D_t|I_{t-1}) = (1 + E(r_t|I_{t-1}))D_{t-1} + E(h_t|I_{t-1}) \quad (5)$$

Afin d'obtenir une équation linéaire, nous faisons l'hypothèse que r suit le processus $r_t = r + \varepsilon_t$ (où ε est un bruit blanc) et donc que le taux d'intérêt est constant en espérance. Il revient alors à résoudre l'équation linéaire suivante:

$$E(D_t|I_{t-1}) = (1+r)D_{t-1} + E(h_t|I_{t-1})$$

Une solution particulière de cette équation à anticipations rationnelles peut être obtenue en résolvant récursivement vers le futur ou encore, L étant l'opérateur retard , en réécrivant l'équation (5) sous forme²⁷ :

$$L^{-1}.LE(D_t|I_{t-1}) = (1+r)D_{t-1} + E(h_t|I_{t-1})$$

et donc

$$(L^{-1} - (1+r)) \cdot D_{t-1} = E(h_t|I_{t-1})$$

ce qui entraîne:

$$D_{t-1} = -\frac{1}{1+r} \left\{ \frac{1}{1 - \frac{1}{1+r}L^{-1}} \right\} E(h_t|I_{t-1}) \quad (6)$$

si le polynôme retard $1 - \frac{1}{1+r}L^{-1}$ est inversible.

Pour cela, nous faisons l'hypothèse que la série:

$$\sum_{i=0}^{\infty} \left(\frac{1}{1+r} \right)^i L^{-i} E(h_t|I_{t-1}) = \sum_{i=0}^{\infty} \left(\frac{1}{1+r} \right)^i E(h_{t+i}|I_{t-1})$$

²⁷ $L^{-1}E(X_t|I_{t-1}) = E(X_{t+1}|I_{t-1})$

est convergente. Ce sera le cas, du fait que $r > 0$, si le processus (h_t) est stationnaire ou, sinon si $E(h_{t+i}|I_{t-1})$ ne croit pas plus vite que $(1+r)^i$. Notons que la convergence de cette série nécessite que son terme général tende vers 0 et donc que la balance commerciale actualisée soit à long terme équilibrée.

Vérifions à présent que la solution particulière (6) est convergente. Des substitutions successives vers l'avant dans l'équation (5) jusqu'à l'ordre T donnent:

$$D_{t-1} = -\sum_{i=0}^{\infty} \left(\frac{1}{1+r} \right)^{i+1} E(h_{t+i}|I_{t-1}) + \frac{1}{(1+r)^{1+T}} E(D_{t+T}|I_{t-1})$$

pour toute trajectoire réalisable. Pour la solution particulière (6), le second terme du membre de droite apparaît alors comme le reste d'une série convergente et est donc convergent. Par conséquent, la solution particulière (6) vérifie:

$$\lim_{T \rightarrow \infty} \frac{1}{(1+r)^{1+T}} E(D_{t+T}|I_{t-1}) = 0 \quad (7)$$

Ce résultat exprime que le niveau actualisé de la dette doit tendre à s'annuler à long terme .

Les relations (6) et (7) définissent deux formes de la contrainte de solvabilité équivalentes.

La première indique qu'à chaque date t, la valeur de l'actif D doit être égale à la somme actualisée des revenus futurs (excédents commerciaux) anticipés. En outre, nous déduisons également de (6), du fait que $h = X - M$, que:

$$\sum_{i=0}^{\infty} \left(\frac{1}{1+r} \right)^{i+1} E(X_{t+i}|I_{t-1}) = -D_{t-1} + \sum_{i=0}^{\infty} \left(\frac{1}{1+r} \right)^{i+1} E(M_{t+i}|I_{t-1}) \quad (8)$$

Sous cette forme, la condition de solvabilité apparaît explicitement comme une contrainte budgétaire intertemporelle où le niveau initial de la dette augmenté de la somme des dépenses d'importation est égal à la somme (actualisée) des revenus futurs d'exportation.

La seconde forme de la contrainte de solvabilité, qui dérive de l'expression (7), est, par contre, simplement l'équivalent, en horizon infini, de la condition de solvabilité en horizon fini (4-a).

Partant d'une situation initiale où la dette est nulle, la condition de solvabilité exclut ainsi que la balance commerciale soit constamment déficitaire, ce qui dans ce cas revient à payer les intérêts de la dette rD_t en recourant en permanence à de nouveaux emprunts. Par contre, elle n'exclut pas que le solde courant puisse être constamment déficitaire.

Si nous nous limitons à des croissances exponentielles, elle impose seulement que le solde commerciale croisse à un taux $\alpha > 0$ de sorte que le pays rembourse sur ses propres ressources --

- sans emprunts externes --- une fraction --- aussi minime soit-elle --- des intérêts de sa dette. Le pays peut ainsi rester éternellement endetté et même voir sa dette courante tendre à être infinie tout en demeurant, en ce sens solvable. Cette condition de solvabilité porte donc non pas sur le niveau de la dette mais sur la vitesse d'explosion de celle-ci.

A ce niveau, il serait utile de présenter une représentation alternative de la condition de solvabilité qui nous servira par la suite lors de la mise en œuvre de tests empiriques de solvabilité. En effet, il faut noter que cette solution de l'équation (4) n'est pas unique. Elle ne l'est que lorsqu'on impose la condition de non explosion (7). Lorsque cette condition restrictive est supprimée, l'équation (4) admet alors une infinité de solutions en D_t qu'on obtient en ajoutant à la solution particulière (6) la solution générale de l'équation homogène:

$$E(D_t | I_{t-1}) = (1+r) \cdot D_{t-1}$$

Cette équation se réécrit:

$$E\left(\left(\frac{1}{1+r}\right)^t D_t | I_{t-1}\right) = \left(\frac{1}{1+r}\right)^{t-1} D_{t-1}$$

ce qui montre que $\left(\frac{1}{1+r}\right)^t D_t$ est une martingale c'est-à-dire un processus dont l'anticipation rationnelle coïncide avec l'anticipation naïve. Ainsi, la dynamique de la dette prend la forme générale suivante:

$$D_{t-1} = -\sum_{i=0}^{\infty} \left(\frac{1}{1+r}\right)^i E(h_{t+i} | I_{t-1}) + A_t \cdot (1+r)^t \quad (9)$$

où A_t est une martingale quelconque.

Si A_t est différent de 0, la solution générale ne vérifie évidemment pas la condition (7), l'économie étant dans ce cas insolvable. Ainsi, dans le cas particulier où $A_t = A_0 = \text{constante} > 0$, le taux de croissance de la dette est au moins égale à celui de l'intérêt à long terme et on se ramène à un jeu de Ponzi où les intérêts sont remboursés par les emprunts.

Formellement, cette situation est analogue à celle où existeraient des bulles spéculatives sur des actifs financiers, le premier terme du membre de droite de (9) représentant la solution fondamentale et le second $A_0(1+r)^t$ représentant une bulle. La condition de solvabilité, en imposant $A_t = 0$, exclut donc la possibilité de "bulles" sur la dette et ceci en constitue une justification théorique ainsi qu'un moyen simple de validation empirique.

2) SOLVABILITE ET DYNAMIQUE DU SOLDE COMMERCIAL:

A l'évidence, les effets d'un choc externe sur les exportations et sur les importations sont liés via la contrainte de solvabilité sous sa forme (8). Nous pouvons alors avoir l'intuition que l'effet cumulé et actualisé d'un choc sur les exportations doit, pour préserver la solvabilité de l'économie, être égale à l'effet de ce choc sur les importations. De façon plus précise, partant de l'hypothèse que

les exportations et importations $\begin{pmatrix} X_t \\ M_t \end{pmatrix}$ suivent un processus bivarié stationnaire admettant une représentation moyenne mobile:

$$\begin{pmatrix} X_t \\ M_t \end{pmatrix} = + \begin{pmatrix} B_X(L) \\ B_M(L) \end{pmatrix} \varepsilon_t$$

où:

$$B_X(L) = \sum_{i=0}^{\infty} B_{Xi} \cdot L^i \quad ; \quad B_M(L) = \sum_{i=0}^{\infty} B_{Mi} \cdot L^i$$

avec B_{Xi} et B_{Mi} deux matrices (1, 2), Sargent montre que l'hypothèse de solvabilité entraîne que²⁸ :

$$\sum_{i=0}^{\infty} B_{Xi} \cdot (1+r)^{-i} = \sum_{i=0}^{\infty} B_{Mi} \cdot (1+r)^{-i} \quad (10)$$

Or, ces deux termes représentent respectivement la réponse actualisée des exportations et des importations à une innovation ε_t de sorte que la restriction (10) impose à ces réponses d'être égales dans une économie solvable.

Cette relation peut également être interprétée en termes de balance commerciale. En effet, en posant que:

$$h_t = X_t - M_t = \sum_{i=0}^{\infty} B_{hi} \cdot \varepsilon_{t-i}$$

on déduit de la relation (10) que:

$$\sum_{i=0}^{\infty} B_{hi} \cdot (1+r)^{-i} = 0$$

²⁸ Sargent(1987) discute, en fait, de la dynamique de la dette publique avec une spécification légèrement différente.

et donc que sur une trajectoire convergente de la dette actualisée l'effet cumulé d'un choc sur la balance commerciale doit être asymptotiquement nul.

3) REVENUS TRANSITOIRES ET STABILISATION DES IMPORTATIONS:

Ainsi, la solvabilité de l'économie impose des restrictions sur la dynamique des importations et des exportations. Ce degré de dépendance des importations du processus exogène des exportations est plus ou moins fort selon la nature supposée des processus engendrant la série des importations et des exportations. Cependant, nous devons garder présent à l'esprit que les restrictions imposées par l'hypothèse de solvabilité ne suffisent pas, en général, à déterminer une trajectoire unique des importations²⁹. De ce fait, nous allons élaborer un modèle où la réponse des importations est solution d'un programme où le Gouvernement a comme objectif de stabiliser les importations autour d'une valeur de référence M^* . Pour cela, il utilise la possibilité de l'endettement pour lisser les importations autour de cette valeur.

Afin de pouvoir dériver une solution explicite, nous nous donnons un objectif quadratique:

$$\text{Max} \quad -\frac{1}{2} \sum_{j=0}^{\infty} E \left\{ \frac{1}{(1+\delta)^{t+j}} (M_{t+j} - M^*)^2 \middle| I_t \right\}$$

sous les contraintes :

$$D_{t+j+1} = (1+r)D_{t+j} + X_{t+j} - M_{t+j} \quad (11)$$

$$\lim_{t \rightarrow \infty} \frac{1}{(1+r)^{t+j}} E(D_{t+j} | I_0) = 0$$

I_t contient D_t et X_t .

Formellement, le problème est alors analogue à celui du consommateur dans une perspective intertemporelle³⁰. Aussi devons-nous nous attendre à retrouver plus ou moins les propriétés

²⁹ Sargent (87) montre, ainsi, sur un exemple assez général, que si ces processus sont deux AR(1) alors ils sont égaux; par contre, si les importations suivent: $X_t = \rho_1 X_{t-1} + \rho_2 X_{t-2} + \varepsilon_t$, alors $\rho_1 + (1+r)^{-1} \rho_2 = \delta$ où δ est l'autocorrelation d'ordre 1 des exportations. Ceci laisse donc un degré de liberté dans le choix de la paramétrisation des importations.

³⁰ Voir D'Autume et Michel(1987) ou Barro(1979).

principales de ces modèles et, notamment, le fait que l'évolution des importations soit plus lisse que celle des exportations face à un choc exogène.

Les équations d'Euler, pour ce problème standard, de contrôle optimal stochastique sont:

$$E(M_{t+j+1}|I_t) = c + \omega M_{t+j}$$

$$\text{où } c = M^* \left(1 - \frac{1 + \delta}{1 + r}\right), \quad \omega = \frac{1 + \delta}{1 + r} \quad \text{et} \quad R = 1 + r.$$

$\omega - 1 \approx \delta - r$ approche ainsi le gap entre les taux d'actualisation et d'intérêt.

Par des itérations successives, on obtient:

$$E(M_{t+j} / I_t) = c \frac{1 - (\omega)^j}{1 - (\omega)} + (\omega)^j M_t \quad (12)$$

$$\text{si } \left| \frac{1 + \delta}{1 + r} \right| = \text{abs}\omega < 1.$$

Il apparaît, en particulier, que le processus des importations, en écart, $(M_t - M^*)/(\omega)^t$ est une martingale.

Le Plan entre en début de période t avec un stock d'actif D_t qui génère un revenu rD_t . L'activité d'exportation a lieu en fin de période. La contrainte de solvabilité peut alors être mise sous forme:

$$D_t + \sum_{i=0}^{\infty} \left(\frac{1}{1+r}\right)^{i+1} E(X_{t+i}|I_t) = \sum_{i=0}^{\infty} \left(\frac{1}{1+r}\right)^{i+1} E(M_{t+i}|I_t)$$

En reportant dans cette relation l'équation (12) et en réarrangeant, nous obtenons lorsque

$$\frac{R}{\omega} < 1 :$$

$$M_t = -\frac{c}{r} + \left(1 - \frac{\omega}{R}\right) \left\{ RD_t + \sum_{j=0}^{\infty} \left(\frac{1}{R}\right)^j E(X_{t+j} / I_t) \right\} \quad (13)$$

Les équations (11) et (13) constituent la solution du problème du Plan. En t=0, celui-ci connaît D_0 et X_0 et détermine par (13) le volume initiale M_0 des importations. La relation (12) lui permet ensuite de déterminer $E(M_j / I_0) > 0$ et donc un plan d'importations susceptible néanmoins d'être révisé ultérieurement compte-tenu de l'évolution temporelle de l'information disponible. En t=1, le Plan connaît D_1 , X_0 , M_0 , X_1 et, par la relation (11) le stock de la dette D_1 . Il est donc à même de déterminer $E(M_{1+j} / I_1) > 0$ par la même procédure que précédemment lors de

la phase initiale. Les simulations présentées ci-dessous (figures 4-a et 4-b) ont été réalisées suivant cette procédure itérative.

Si nous définissons la "richesse externe" d'un PVD comme la somme actualisée de l'actif extérieur et des revenus d'exportations futurs anticipés, alors l'expression:

$$r \cdot \left\{ D_t + \sum_{j=0}^{\infty} \left(\frac{1}{R} \right)^{j+1} E(X_{t+j} / I_t) \right\}$$

peut être interprété comme le "revenu externe permanent" à la date t. Il apparaît donc que:

le volume des importations, en écart, est, à chaque date, proportionnel à la richesse en devises actualisée

$$\text{du pays (le facteur de proportionnalité étant égal à } \gamma = \frac{1 - \frac{\omega}{R}}{R - 1} R)$$

et, lorsque $\delta = r$, les importations sont égales sur une trajectoire optimale, au revenu permanent externe de sorte que la propension à importer sera alors égale à un.

Ces propositions confortent la position de certains économistes pour qui le boom des dépenses publiques est à l'origine de la crise des PVD dans une séquence de type:

dépenses publiques → endettement externe → crise.

Ce boom des dépenses publiques, qui peut avoir à l'origine un choc favorable sur les exportations ou simplement une plus grande facilité d'accès au marché des capitaux externes, peut entraîner un surendettement externe lorsque ces dépenses ont un fort contenu en importation comme ce fut le cas en Algérie où elles ont, en grande partie, porté sur les biens d'investissement et de consommation importés. Cependant, cette politique visant à relier les dépenses publiques, et donc en grande partie les importations, aux revenus externes transitoires générés par le boom des exportations ne serait pas optimale. J,Williamson³¹ recommande ainsi de restreindre les dépenses au niveau du revenu permanent. W.M,Corden, moins affirmatif, estime que "this prospective destabilisation has to be recognized - and should be foreseen - but it's not sufficient reason to try to kill a boom completely. Nevertheless, there is then a need for stabilizing or smoothing policies (...)"³².

Il serait donc attendu que les importations optimales présentent davantage d'inertie que le mouvement des revenus courants d'exportation. Pour préciser davantage les conditions sous lesquelles une telle proposition est valide, nous allons évaluer les effets sur les importations

³¹ Voir J,Wikkiamson (1990).

³² W.M,Corden(1990) .

optimales d'un choc associé aux exportations. Pour cela, nous considérons, à titre d'illustration, une spécification particulière du processus générant les exportations en supposant que celles-ci suivent un processus autoregressif AR(1) :

$$X_t = X^* + \rho X_{t-1} + \varepsilon_t$$

Cette question conduit alors naturellement à rechercher une représentation moyenne mobile des importations solution du programme. Après calculs, nous obtenons la forme autoregressive suivante:

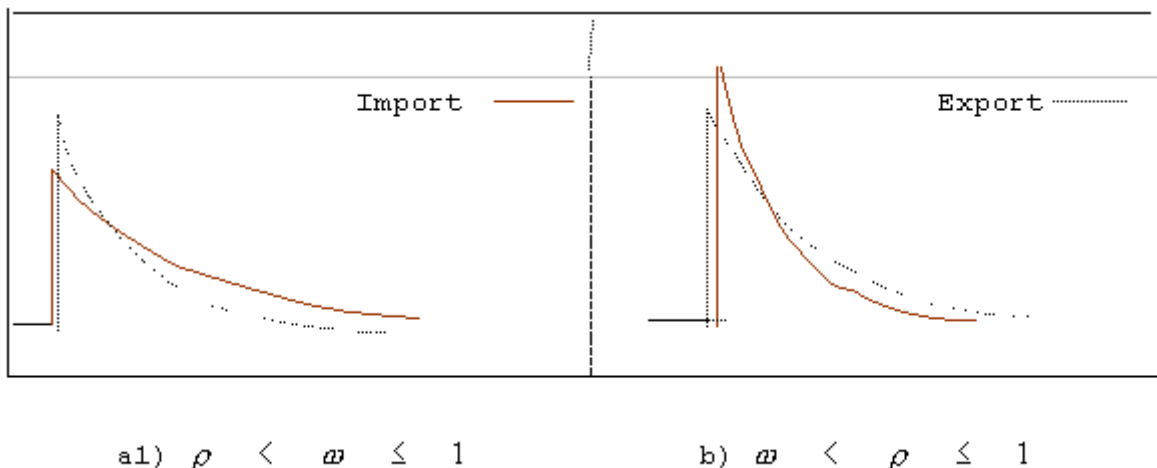
$$M_t - \omega M_{t-1} = c + \frac{R - \omega}{R - \rho} \varepsilon_t \quad (14)$$

où ε_t est l'innovation du processus X . Afin d'éviter une dynamique explosive des importations, nous faisons l'hypothèse que $\omega \leq 1$ et donc que le taux de préférence pour le présent est inférieur à celui de l'intérêt. M_t s'écrit alors:

$$M_t = M^* + \frac{R - \omega}{R - \rho} \sum_{j=0}^{\infty} (\omega)^j \varepsilon_{t-j} \quad (15)$$

Nous pouvons, alors, suivant les valeurs de ρ , δ et r distinguer les cas suivants:

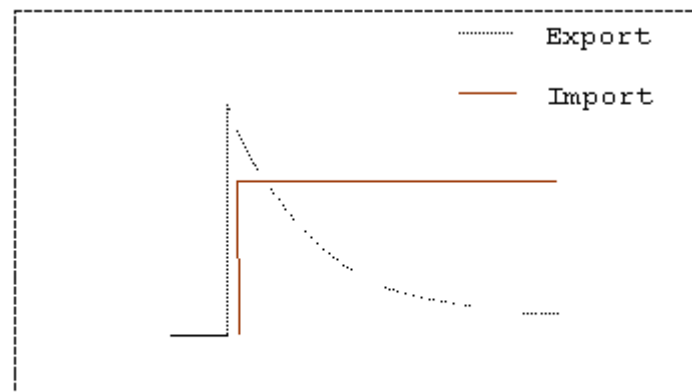
FIGURES 2



Dans le cas (a1), il y a une forte préférence pour le présent et un faible degré de persistance ρ . La réponse des importations à une innovation ε_t est plus "lisse" que celle des exportations. Dans le cas, intuitivement le plus probable, où il y a égale préférence pour le présent et le futur ($\delta = r$ et donc $\omega = 1$), le processus des importations (M_t) suit une marche aléatoire et est non

stationnaire. Un choc, même transitoire, a un effet permanent sur les importations qui lissent alors parfaitement les revenus courants d'exportation (cas a2 figure 3).

FIGURE 3

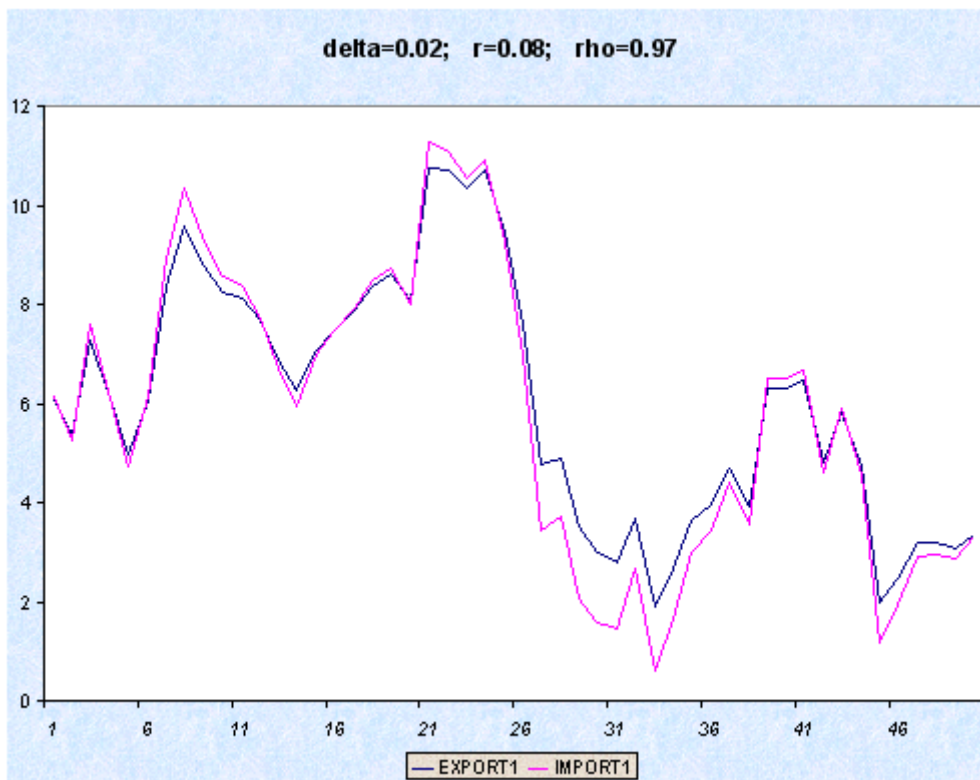
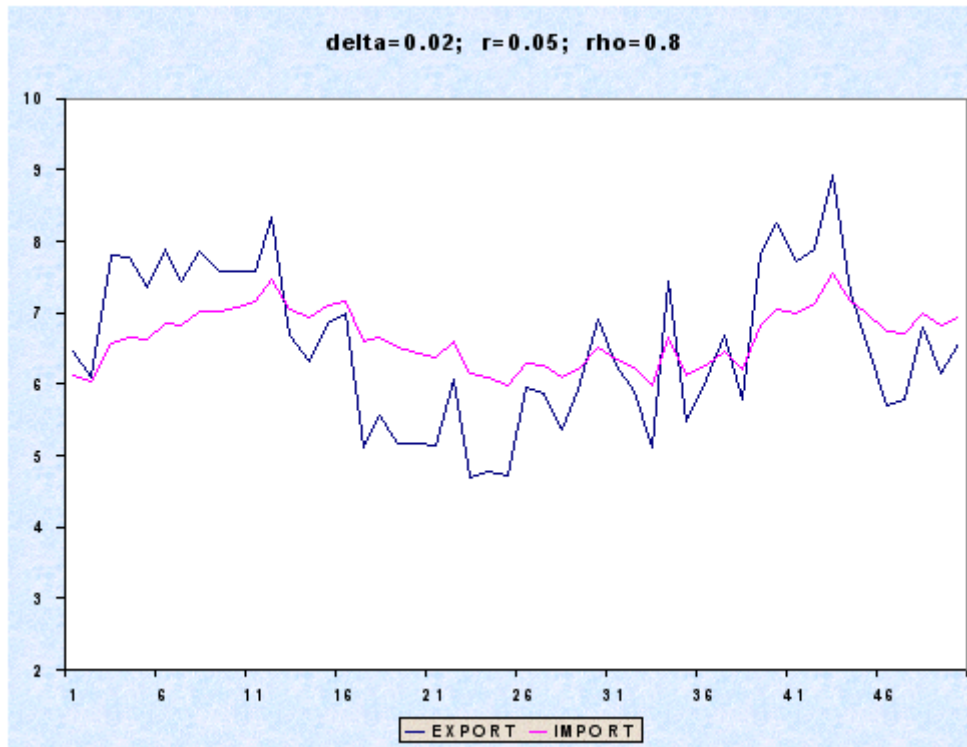


a2) $\rho < \omega = 1$

Par contre, lorsque le taux d'actualisation est faible et que le degré de persistance ρ est proche de 1, les fluctuations des dépenses d'importations sont, au contraire, plus accentuées que celles des revenus des exportations. Initialement, les importations surréagissent. Elles amplifient le choc puis tendent rapidement à retrouver leur niveau originel (cas b figure 2).

Les figures 4-a et 4-b présentent une simulation de la dynamique des importations optimales pour des valeurs des paramètres correspondant aux deux cas étudiés.

Figures (4a) et (4b): SIMULATIONS DES IMPORTATIONS



Ainsi, ces résultats présentent la réponse optimale d'une économie solvable à un choc externe sur les exportations et précisent les conditions sous lesquelles les importations lissent ou, au contraire, accentuent les oscillations que les chocs externes transmettent aux revenus

d'exportation. Ils relativisent , ou plus précisément, établissent les conditions de l'optimalité des politiques de stabilisation des importations généralement recommandées en présence de chocs favorables sur les revenus externes.

Cet ajustement optimal des importations se réalise sous la contrainte de solvabilité de l'économie. Aussi, discuter de la pertinence éventuelle du modèle pour le cas algérien impose de s'interroger préalablement si, par les ajustements post-1986, les contraintes qu'impose la solvabilité de l'économie sur la dynamiques des postes de la balance de paiements se sont trouvées vérifiées et l'équilibre externe établi.

SECTION 3: UN TEST DE SOLVABILITE DE L'ECONOMIE ALGERIENNE:

1) POSITION DU PROBLEME:

Le rationnement du financement externe que le pays continué de subir à la fin des années 80 n'est pas nécessairement le signe d'une insolvabilité et, de ce fait, ne doit pas nous dispenser de procéder à un test de solvabilité de l'économie.

En effet, le rationnement de l'offre de capitaux externes peut également être une réponse au risque du défaut de paiement que peut choisir un pays emprunteur par ailleurs parfaitement solvable. Ce type de cessation de paiement est décidé par le pays emprunteur, alors non crédible, lorsque les pertes d'utilité qui résultent de la défaillance (embargo commercial, embargo sur les crédits nouveaux, effet de réputation ...) sont inférieures aux gains d'utilité dus au non-remboursement de la dette.³³ L'offre de crédit se situe alors, au maximum, au niveau où il y a indifférence pour l'emprunteur entre le remboursement et la répudiation de la dette.

L'exclusion du marché des capitaux externes peut également être la conséquence d'une illiquidité transitoire de l'économie. Cette situation a souvent été évoquée en Algérie où l'on a estimé que la fin des années 80 correspondait à un pic dans le profil temporel du service de la dette. Mais la question qui se pose est alors de savoir pourquoi le pays endetté, au demeurant solvable, ne peut avoir accès à des emprunts nouveaux qui lui permettent de lisser ses remboursements nets

³³ Voir, par exemple, Artus et Debonneuil(1990)

et donc de faire face à cette illiquidité transitoire. En fait, cette situation peut être expliquée en termes de défaut de coordination. Dans un premier état, les prêteurs n'ont pas individuellement la possibilité d'accorder les nouveaux prêts requis et le pays endetté est en banqueroute. Cependant, il existe un deuxième état où les prêteurs participent collectivement à l'octroi de nouveaux prêts au pays endetté et améliorent leur situation respective du fait de la non cessation de paiement de ce dernier. Cependant, pour une raison quelconque, les prêteurs ne se coordonnent pas autour de ce deuxième équilibre et l'issue reste bloquée sur le premier état qui est un équilibre de Nash manifestement sous-optimal ³⁴.

2) UN TEST DE SOLVABILITE DE L'ECONOMIE ALGERIENNE :

Notre intérêt dans cette section ne porte pas sur ces deux sources de défaillance mais uniquement sur l'insolvabilité potentielle d'un pays et le rôle de son solde extérieur comme force de rappel.

Le test de solvabilité que nous nous proposons alors de développer permet de savoir si les prêteurs n'estiment pas le volume de la dette externe en Algérie trop important au regard des capacités de remboursement anticipées. Le test que nous développons est celui de B.TREHAN et C.E.WALSH³⁵. Il exploite, dans le cas où le taux d'intérêt anticipé est constant, $E(r_{t+i} / I_{t-1}) = r \forall i > 0$, l'existence d'une relation de cointégration entre le stock de la dette D_t et le solde commercial h_t sous l'hypothèse de solvabilité. Le vecteur de cointégration est alors

$\left(1, \frac{1}{1+r-\lambda} \right)$ où λ est l'ordre d'intégration du solde commercial. Il est facile de voir

que ce test généralise celui proposé par J.P.Hamilton et Marjorie Flavin³⁶ et basé sur les restrictions imposées à la relation (9) par l'hypothèse de solvabilité. Celle-ci est, en effet, vérifiée, comme il a été noté plus haut, si et seulement si dans la relation (9) le terme A_t est nul, ou encore, dans l'hypothèse où $E(h_t / I_{t-1})$ est stationnaire, si et seulement si D_t est stationnaire. Nous voyons que ceci constitue un cas particulier du test de Trehan et Walsh lorsque $\lambda = 0$.

³⁴ Voir J.Eaton (1989) pour des références sur ce sujet.

³⁵ Voir B.Trehan et C.E.,Wash (1992)

³⁶ Cf J.D.,Hamilton et M.A.,Flavin (1986)

Lorsque le taux d'intérêt international est variable, la cointégration entre le stock de la dette et le solde commercial n'est plus une condition de solvabilité. Néanmoins, B,Trehan et C.E,Walsh montrent, dans ce cas, que si le solde courant est stationnaire, alors la condition intertemporelle de solvabilité est vérifiée.

Pratiquement, ces tests conduisent à rechercher l'ordre d'intégration du processus générant, selon le cas, le stock de la dette, le solde commercial ou le solde courant. Comme nous supposons que le taux d'intérêt anticipé est variable, le test de solvabilité proposé conduit alors à tester la stationnarité du solde courant. Pour cela, nous allons chercher la présence d'une racine unité par le test de Dickey-Fuller avec des spécifications successives incorporant une constante et un trend, puis une constante seulement, et ,enfin sans trend ni constante³⁷. Les résultats obtenus sont reportés dans le tableau 3:

TABLEAU 3 :Variables dépendante : ΔCA_t

| | | | | | |
|---------------|--|--|-------------------------|-------|-------|
| Constante | - 0.15.10 ⁸ (-1.52) | - 0.56.10 ⁷ (-1.33) | | | |
| Trend | 6.3.10 ⁶ (1.06) | | | | |
| CA_{t-1} | -0.61 (-3.02) | -0.53 (-2.82) | -0.43 (-2.45) | | |
| SCR | 0.75.10 ¹⁶ | 0.79.10 ¹⁶ | 0.85.10 ¹⁶ | | |
| Correlogramme | 0.47 | 0.23 | -0.002 | -0.21 | -0.20 |

Notes: Estimation par MCO. CA = solde courant en dollars constants 1990. Période d'estimation: 1971-1995. Les chiffres entre parenthèses représentent les t de Student. Source des données: World Tables BM(1997) et Financial Statistics FMI(1996).

Nous pouvons donc conclure à l'absence d'un trend déterministe et, la statistique de Dickey-Fuller étant -1.95, retenir l'hypothèse que le solde courant CA est stationnaire. Nous constatons

³⁷Un processus (x_t) possède une racine unitaire si, dans sa représentation ARMA, le polynôme retard de la partie autoregressive admet une racine égale à un. La variable x_t admet alors une représentation de type:

$$x_t = \theta(L)\Delta x_t + \varepsilon_t$$

où $\theta(L)$ est un polynôme retard et ε le processus moyenne mobile des erreurs. La particularité des variables non stationnaires est la persistance des effets de chocs même transitoires.

également, quoique de façon moins formelle, que le correlogramme tend assez rapidement vers zéro. Ces tests conduisent donc à accepter l'hypothèse de solvabilité de l'économie.

Afin de prendre en compte une éventuelle autocorrelation des erreurs, nous avons introduit un terme de retard d'une période puis de deux périodes dans les différentes spécifications retenues plus haut (test de Dickey-Fuller augmenté) sans que ceci n'altère significativement les résultats.

Ainsi, les observations du solde courant permettent de conclure à la solvabilité de l'économie algérienne. Au delà d'un problème d'illiquidité, le stock de la dette n'apparaît pas surévalué eu égard aux revenus futurs anticipés.

Il convient cependant de considérer ces résultats avec prudence du fait notamment:

que le nombre d'observations est restreint

et que les tests de normalité des erreurs et d'hétéroscédasticité n'ont pas été effectués (à cet égard, le test de Phillips-Perron est robuste à ces propriétés).

3) VALIDATION EMPIRIQUE DU MODELE: OPTIMALITE DE LA POLITIQUE NATIONALE D'IMPORTATION :

Une fois la solvabilité de l'économie algérienne statistiquement établie, il est possible d'estimer le système constitué des équations (11) et (13) pour voir si celui-ci reproduit convenablement l'évolution des importations algériennes.

Ces équations, rappelons-le, déterminent l'évolution optimale des importations lorsque les anticipations du Plan sont rationnelles et, pour notre cas précis, lorsque les exportations suivent un processus autoregressif du premier ordre. Cependant, ce modèle, sous plusieurs aspects, est encore trop simple pour faire l'objet d'une validation empirique précise.

Ainsi, et au delà de l'hypothèse faite sur la nature univariée du processus générant les exportations et qui peut s'avérer fragile, il convient de noter que le critère d'optimisation retenu ---l'objectif étant de rejoindre une cible fixe représentant un niveau de référence des importations--- néglige tout objectif de court terme comme, par exemple, la minimisation de l'écart, à court terme, entre les importations effectives et désirées. Or, une modification de la fonction objectif altère les résultats

obtenus et l'annexe montre que la simple prise en compte de coûts d'ajustement modifie sensiblement la dynamique des importations .

Les données utilisées proviennent essentiellement des Tables de la Banque Mondiale dans leur mise à jour de 1997. Elles sont annuelles et couvrent généralement la période 1970-1995. Les exportations et importations concernent les marchandises et services non facteurs. Elles ont été converties en dollars courants suivant le taux de change officiel. La dynamique de la dette en \$ courants est:

$$\dot{pD} = rp_t D_t + p_t (X_t - M_t)$$

où r est le taux d'intérêt nominal et p le prix international.

Exprimée en volume, cette relation se réécrit:

$$\dot{D}_t = \left(r - \frac{\dot{p}}{p}\right) D_t + (X_t - M_t)$$

où $\left(r - \frac{\dot{p}}{p}\right)$ est le taux d'intérêt international réel. Pour avoir des variables en unité monétaire constante, les exportations, les importations et la dette en dollars courants ont donc été déflatées par le prix international. Pour ce dernier, nous avons utilisé le déflateur du Produit Interieur Brut américain en base 100 en 1990.

3-a) Préalablement à l'estimation du modèle, il convient d'identifier le processus générant les exportations après avoir tester sa stationnarité. Rappelons que le modèle suppose que les exportations suivent un processus AR de premier ordre. Le tableau (4) reporte les résultats du test de Dickey-Fuller de l'hypothèse de présence d'une racine unité dans le processus des exportations:

TABLEAU 4 : Variable dépendante: ΔX_t

| | | | | | |
|-----------|--|---------------------------------------|--------------------------|--|--|
| Constante | 0.37.10 ⁸ (2.25) | 0.26.10 ⁸ (1.83) | | | |
| Trend | - 0.98.10 ⁶ (-1.27) | | | | |
| X_{t-1} | -0.18 (-1.68) | -0.198 (-1.84) | -0.017 (-0.38) | | |

| | | | | | |
|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-------|-------|------|
| SCR | 0.17.10 ¹⁷ | 0.18.10 ¹⁷ | | | |
| Correlogramme (X) | 0.79 | 0.57 | 0.34 | 0.16 | 0.07 |
| Correlogramme (ΔX) | -0.002 | 0.11 | -0.10 | 0.006 | 0.13 |

Notes: Estimation par MCO. X = exportations en dollars constants 1990. Période d'estimation: 1971-1995. Source des données: World Tables BM(1997) et Financial Statistics FMI(1996).

Le correlogramme de la série des exportations en niveau et en différences premières suggère que celle-ci est intégrée d'ordre 1 $I(1)$. Le test de Dickey-Fuller rejette fortement la présence d'un trend déterministe mais accepte l'hypothèse nulle de la non stationnarité (en variance, dans ce cas) des exportations. Nous considérerons donc, dans la suite, que les exportations algériennes suivent une marche aléatoire.

3b) Estimer le modèle sans coûts d'ajustement revient à estimer la contrepartie empirique de l'équation (14) décrivant la dynamique des importations, c'est-à-dire, l'équation (14) augmentée du terme d'erreur représentant l'effet des variables omises. Sachant que les exportations suivent le processus:

$$X_t = X_{t-1} + \varepsilon_t$$

l'équation à estimer sera:

$$M_t = a_0 + a_1 M_{t-1} + a_2 \Delta X_t + \eta_t \quad (16)$$

où Δ est l'opérateur standard de différence première. Si le Plan déterminait les importations selon les hypothèses du modèle, les restrictions suivantes seraient vérifiées:

$$a_0 = M^*(1 - \omega) \quad ; \quad a_1 = \omega \quad ; \quad a_2 = \frac{R - \omega}{r}$$

Dans le cas particulier où les taux d'intérêt et d'actualisation sont égaux ($\omega = 1$), ces restrictions se réécrivent simplement:

$$a_0 = 0 \quad ; \quad a_1 = 1 \quad ; \quad a_2 = 1$$

Le tableau (5) présente les résultats de l'estimation par MCO de l'équation (16) avec et sans contrainte.

TABLEAU 5. Variable Dépendante : M_t

| | (1) | (2) |
|---|-------------------------|----------------------------|
| Constante | 0.16 +8 (1.6) | -0.03 E+8 (-4.8) |
| M_{t-1} (a_1) | 0.88 (11.6) | 1.02 (19.8) |
| ΔX_t (a_2) | 0.34 (2.7) | 0.38 (3.0) |
| $\overline{R^2}$ | 0.85 | 0.84 |
| F(3, 22) : $a_0 = 0, a_1 = 1, a_2 = 1$ | 9.87 (0.4E-3) | |
| F(2, 22) : $a_0 + M^* a_1 = M^*$ $a_1 + (R - 1)a_2 = R$ | 1.80 (0.19) | |

Les chiffres entre parenthèses représentent les t de Student sauf pour les F de Fischer où ils représentent les seuils de signification. Le taux d'intérêt a été fixé à 0.04 ($R = 1+r = 1.04$). M^* a été calculé comme moyenne des importations sur la période 1970-1995 évaluées en Dollars constants 1990. La période d'estimation est 1971:1-1995:1.

La qualité statistique des résultats est acceptable. Les coefficients ---hormis la constante --- ont le signe attendu et sont significatifs au seuil de 5%. Qu'en est-il des restrictions à-priori imposées par l'hypothèse d'optimalité de la trajectoire des importations?

Lorsque le taux d'intérêt est égal au taux d'actualisation, nous remarquons que ces restrictions sont fortement invalidées.

Par contre, lorsqu'on lève cet à priori, les restrictions qu'impose l'hypothèse d'optimalité des importations ne sont pas systématiquement rejetées ainsi que l'indique la statistique de Fischer (le seuil de signification étant de 0.19). De ce fait, nous avons réestimé l'équation (16) en contraignant les paramètres à vérifier ces restrictions (colonne 2).

Les résultats de cette régression entraînent, néanmoins, une valeur impliquée de ω égale à 1.02 de sorte que $\delta > r$. Cette valeur étant supérieure à 1, elle est inacceptable car elle entraîne, ainsi que nous l'avons vu plus haut, une dynamique des importations explosive.

3c) Les observations de l'économie algérienne ne semblent pas valider notre modèle à un seuil de signification acceptable. Cependant, nous avons précédemment souligné que ces résultats pouvaient être sensibles aux hypothèses particulières du modèle. Afin de prendre en compte

cette dimension du problème, nous allons généraliser notre démarche suivant deux directions: nous nous proposons, tout d'abord, de considérer une fonction objectif plus générale qui intègre non seulement l'écart du niveau des importations à la cible de long terme mais également des coûts d'ajustement portant sur les importations; ensuite, nous examinerons la sensibilité des résultats à la nature supposée du processus des exportations en relaxant l'hypothèse que celui-ci est un processus univarié pour l'intégrer, plus généralement, dans une représentation vectorielle autoregressive VAR.

i) En présence de coûts d'ajustement, nous montrons, en annexe, que le programme optimal des importations suit un processus de second ordre donné par :

$$M_t - (\lambda_1 + \omega)M_{t-1} + \frac{\lambda_1\omega}{R}M_{t-2} = M^* \left(1 - \lambda_1 - \omega + \frac{\lambda_1\omega}{R} \right) + \left(1 - \frac{\lambda_1}{R} \right) \frac{R - \omega}{r} \varepsilon_t \quad (17)$$

où λ_1 est la racine inférieure à 1 du polynôme retard et ε_t l'innovation du processus des exportations.

La présence de coûts d'ajustement introduit, ainsi, un terme autoregressif de second ordre tandis que les coefficients à estimer incorporent le nouveau paramètre b , dans l'expression de λ_1 , qui exprime le poids qu'accorde le Plan aux coûts d'ajustement qu'il subit.

Remarquons également que la solution du problème sans coûts d'ajustement s'obtient comme le cas particulier où $\lambda_1 = 0$.

Nous adoptons la même procédure d'estimation que précédemment en remplaçant dans l'équation (17) ε_t par sa réalisation $X_t - X_{t-1}$. L'équation à estimer s'écrit alors:

$$M_t = a_0 + a_1M_{t-1} + a_2M_{t-2} + a_3\Delta X_t + \eta_t$$

et l'hypothèse nulle à tester s'exprime, dans le cas simple où $\omega = 1$ et donc $\delta = r$, par les

$$a_2 = -\frac{a_1 - 1}{R}$$

restrictions testables suivantes:

$$a_0 = M^*(1 - a_1 - a_2) ; \quad a_2 = -\frac{a_1 - 1}{R} ; \quad a_3 = 1 + a_2$$

Les résultats d'estimation ci-dessous montrent que l'équation reproduit convenablement le mouvement des importations et les coefficients ont tous le signe attendus:

$$M_t = 0.2.10^8 + 1.14.M_{t-1} - 0.29M_{t-2} + 0.31.(X_t - X_{t-1})$$

$$(1.9) \quad (6.3) \quad (-1.7) \quad (2.4)$$

$$\overline{R^2} = 0.84 ; F(3,20)=2.33 \text{ :seuil de signification :} 0.10$$

Estimation par MCO sur données annuelles 1972:1-1995:1

Source des données: World Tables Banque Mondiale(1997)

Le coefficient des importations retardées d'une période et celui des exportations en différence sont significatifs au seuil de 5%. Cependant, la statistique de Fisher montre que les restrictions sont rejetées avec, néanmoins, un risque d'erreur de 10%. Les observations semblent donc invalider l'hypothèse d'optimalité des importations, du moins, à ce seuil de signification.

ii): Jusque-là, les exportations étaient supposées suivre un processus univarié. De ce fait, le Plan ne formait ses anticipations sur l'évolution future des recettes d'exportations que sur la base du présent et du passé de cette variable. Pour le cas en question où nous avons supposé que les exportations suivaient une marche aléatoire, cela revient à considérer que l'augmentation anticipée des recettes d'exportations est constante à chaque date:

$$E(\Delta X_t / I_t) = X^* \quad \forall t$$

Or, cette hypothèse est restrictive. Il n'est pas réaliste, comme l'indique J.Y,Campbell ³⁸, de réduire l'ensemble d'information des agents au seul passé des exportations. A la suite de cet auteur, nous pouvons penser que, sous les hypothèses du modèle, la prise en compte du solde courant améliore la prévision du mouvement des recettes d'exportation ce qui nous permet de proposer une représentation (VAR) de ces variables ³⁹.

Le but de cette construction est de nous demander si les conclusions précédemment obtenues sur la nature des anticipations du Plan et la non optimalité des ajustements dans l'économie algérienne restent valides sous les nouvelles hypothèses portant sur la dynamique des exportations. Pour cela, nous testerons, tout d'abord, cette nouvelle spécification des exportations; ensuite, nous développerons une représentation VAR à l'aide de laquelle nous testerons, enfin, si les restrictions à-priori sont vérifiées.

L'influence du solde courant sur la prévisibilité des exportations (en différence) peut être entendue comme une causalité au sens de Granger. Rappelons, à ce titre, qu'une variable X

³⁸ J.Y,Campbell(1987) discute, dans son article, de l'hypothèse du revenu permanent. Si nous faisons une analogie, les exportations sont l'équivalent du revenu courant du consommateur et le solde courant celui de l'épargne.

³⁹ Cette procédure, mise en œuvre initialement par Campbell(1987), est reprise par A,R Ghosh et J,D Ostry(1994) et B Falk et B,S Lee(1998),

cause Y au sens de Granger si la prise en compte du passé de X dans l'ensemble d'information I des agents améliore la prévision de Y , cette dernière étant entendue comme projection linéaire de Y sur I .

Appliqué à une éventuelle causalité du solde commercial CA_t vers la variation des recettes d'exportation ΔX_t de l'économie algérienne, le test de Granger revient à regresser ΔX_t sur les deux groupes de variables $(\Delta X_{t-1}, \dots, \Delta X_{t-p})$, $(CA_{t-1}, \dots, CA_{t-q})$ puis à tester la nullité des coefficients des variables (CA_{t-i}) du deuxième groupe prises dans leur ensemble. Nous avons retenu, compte-tenu notamment du faible nombre d'observations, une structure de retards simple où $p = q = 1$:

$$\Delta X_t = -0.49.10^7 + 0.087.\Delta X_{t-1} - 0.79.10^6.CA_{t-1}$$

$$\text{(-0.8) (0.47) (-2.97) } \quad \overline{R^2} = 0.23$$

Les exportations X et le solde courant CA sont en dollars constants 1990. Période d'estimation: 1971-1997. Source des données: World Tables BM(1993) et (1997) et Financial Statistics IMF(1996).

Les résultats du test présentés ci-dessus montrent que l'hypothèse d'une causalité du solde courant vers les exportations en différence première est acceptée au seuil de 5 %.

Il est alors naturel d'étudier, par analogie avec l'approche de J.Y.Campbell, la représentation VAR du solde courant (ou quasi-solde courant) et de la différence première des exportations. Nous admettrons que l'ordre de cette représentation bivariée est fini ⁴⁰. En posant l'ordre du VAR égal à 1, le système à estimer sera:

$$\begin{bmatrix} \Delta X_t \\ CA_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_1 & b_1 \\ a_2 & b_2 \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} \Delta X_{t-1} \\ CA_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_1 \\ u_2 \end{bmatrix} \quad (18)$$

Quelles sont, alors les restrictions que l'hypothèse d'optimalité des importations et d'anticipations rationnelles imposent maintenant aux coefficients (a_i) et (b_i) de ce système?

J.Y.Campbell, en référence au problème du consommateur, a établi les contraintes que l'hypothèse de revenu permanent impose à la représentation VAR. Par analogie, si nous posons

$$\gamma = \frac{R-1}{R-\omega}$$

⁴⁰ Sur les difficultés à développer une représentation VAR pour des variables cointégrées comme le sont les exportations et les importations lorsque $r = \delta$, cf Campbell (1987) p1255.

l'équation (13), qui a été établie indépendamment de la nature du processus des exportations, se réécrit après quelques manipulations:

$$\gamma M_t = rD_t + \frac{r}{R} \sum_{j=0}^{\infty} \frac{1}{R^j} E(X_{t+j} / I_t) - \frac{c}{R(1 - \frac{\omega}{R})} \quad (19)$$

En définissant un "quasi-solde courant" par:

$$qCA_t = \gamma M_t + \frac{c}{R(1 - \frac{\omega}{R})} - rD_t - X_t$$

l'équation (19) se réécrit ⁴¹:

$$qCA_t = -\frac{r}{R} \sum_{j=0}^{\infty} \frac{1}{R^j} (E(X_{t+j} / I_t) - X_t)$$

En réarrangeant les termes de la série, cette équation permet d'exprimer l'épargne externe identifiée au quasi-solde courant comme, naturellement, la somme actualisée des baisses futures des revenus d'exportations:

$$qCA_t = \sum_{j=0}^{\infty} \frac{1}{R^j} E(-\Delta X_{t+j} / I_t) \quad (19')$$

Nous voyons que cette relation impose des contraintes sur les éléments de la matrice A de la représentation (18). On montre, en effet, que l'hypothèse d'optimalité des importations et d'anticipations rationnelles du Plan imposent les restrictions testables suivantes ⁴²:

$$a_1 = a_2 \quad \text{et} \quad b_2 - b_1 = (1 + r)$$

En supposant que les taux d'intérêt et d'actualisation sont égaux à 0.04, l'estimation du système (18) et le test de ces restrictions conduit aux résultats suivants:

$$X_t - X_{t-1} = 0.07.X_{t-1} - 0.70.qCA_{t-1} \quad \overline{R^2} = 0.24$$

(0.4) (-3.0)

$$qCA_t = -0.18.X_{t-1} + 0.60.qCA_{t-1} \quad \overline{R^2} = 0.19$$

(-1.5) (3.6)

⁴¹ 2Si $r = \delta$, alors $\gamma = 1$ et qCA coïncide avec le solde courant.

⁴² Cf J.Y,Campbell(1987) pour une démonstration et une discussion de ces relations dans le cas général d'un VAR d'ordre p.

Test de Wald des contraintes : $a_2 = a_1$ et $b_2 = b_1 + 1.04$ où (a_i) et (b_i) sont les coefficients de la 1ère et la 2ème équation:

$$\chi^2(2) = 4.79 \quad ; \quad \text{Seuil de signification} = 0.09$$

Période d'estimation:1972-1995. Source:World Tables BM93 et97

Les coefficients du solde courant, dans les deux équations, sont fortement significatifs. L'examen de la statistique de Wald montre, cependant, que les observations de l'économie algérienne rejettent ce modèle d'optimisation au seuil de 9%.

Un test similaire de ces restrictions peut également être mis en oeuvre de façon simple. En effet, en suivant Campbell(1987), nous pouvons établir, à partir des relations (18) que:

$$qCA_t - \Delta X_t - (1+r).qCA_{t-1} = (a_2 - a_1).\Delta X_{t-1} + (b_2 - b_1 + 1 + r)qCA_{t-1} + u_{2t} - u_{1t} \quad (20)$$

de sorte que, si les restrictions à priori se vérifient, nous aurons, en posant $qCA'_t = qCA_t - \Delta X_t - (1+r)qCA_{t-1}$:

$$qCA'_t = u_{2t} - u_{1t} \quad (21)$$

Or $u_{2t} - u_{1t}$ n'est corrélé, à la date t, à aucune variable contenue dans l'ensemble d'information et parmi lesquelles qCA_{t-1} et ΔX_{t-1} . Sous l'hypothèse d'optimalité des importations, la regression de qCA'_t sur qCA_{t-1} et ΔX_{t-1} devrait alors conduire à des coefficients non significativement différents de 0. Or celle-ci donne les résultats suivants:

$$qCA'_t = -0.25.\Delta X_{t-1} + 0.26.qCA_{t-1} \quad \overline{R^2} = 0.11$$

(-1.74) (1.37)

$$F(2, 22) = 2.20 \quad ; \quad \text{seuil de signification: } 0.13$$

Période d'estimation : 1972 :1-1995 :1

Le seuil de signification étant comparativement assez élevé, l'hypothèse nulle d'égalité à zéro des coefficients de la regression n'est pas systématiquement rejetée.

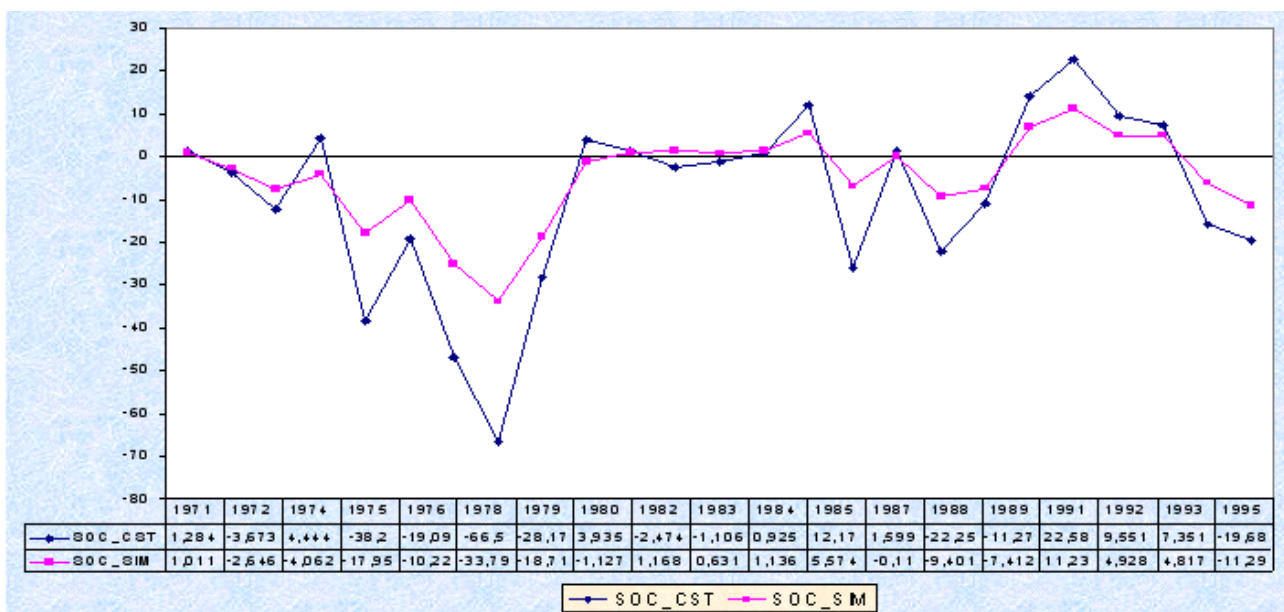
Finalement, un test plus informel a été mis en oeuvre dans le même but d'examiner la nature de la réponse des importations algérienne aux chocs d'exportations. En effet, la somme actualisée des augmentations futures des recettes d'exportation anticipées

$$T = \sum_{j=0}^{\infty} \left(\frac{1}{1+r} \right)^j E(\Delta X_{t+j} / I_t)$$

peut être évaluée en résolvant le modèle (18) pour les dates futures. Si le modèle d'optimisation des importations et d'anticipations rationnelles proposé était valide, l'équation (19') montrerait que T serait égal

au quasi-solde courant -qCA. La figure (5) retrace, à titre de comparaison, l'évolution de ces variables. Nous constatons que ces deux variables évoluent en phase. La corrélation entre les deux séries, égale à 0.9, est très forte. Les fluctuations de la trajectoire de contrôle du solde courant T sont néanmoins moins amples. Le modèle n'explique pas, notamment, le niveau élevé du déficit courant de 1975-1978 et celui de 1986-1989. Cette évolution atypique du solde courant en Algérie, comparée à la moyenne d'autres pays exportateurs de pétrole et importateurs de biens capitaux durant les années 70, a également été relevée par P,Conway et A,Gelb⁴³ qui estiment, dans une perspective de déséquilibre, que l'Algérie a alors réagit comme une économie fortement contrainte par ses ressources en capital.

Figure 5. Soldes courants effectifs et simulé (en millions \$ cst)



CONCLUSION :

Nous avons examiné, à travers la dynamique des importations, l'évolution de la balance courante à la suite de chocs extérieurs sur les exportations. Le concept d'équilibre externe retenu était celui d'un état de l'économie où le stock de la dette est, à tout moment, égal à la somme actualisée des flux de revenus nets futurs anticipés. Nous avons alors été conduit à substituer à l'analyse des ajustements de B. Balassa fondée sur une décomposition de la balance de paiements une approche en termes de stock prenant en compte l'évolution de l'endettement du PVD à travers le solde courant. En nous limitant à l'ajustement par les importations ---ce qui est, toutefois,

⁴³ P,Conway et A,Gelb (1988)

réducteur par rapport à la variété des modalités d'ajustement envisageables dans la méthode de Balassa --- nous avons dérivé une évaluation de l'impact d'un choc externe sur le solde commercial et mis en évidence certaines conditions sous lesquelles les importations atténuaient ou, au contraire, amplifiaient le choc. Ceci nous a permis de mettre en valeur diverses configurations possibles de la dynamique des importations optimales.

Nous avons estimé le modèle pour l'économie algérienne. Ceci nous a conduit, tout d'abord, à tester la solvabilité de cette économie, hypothèse qui ne nous a pas semblé devoir être rejetée au regard des revenus futurs anticipés de cette économie. Ensuite, et bien que le modèle soit encore partiel et ne confère aux conclusions qu'un caractère qualitatif, différents tests économétriques ont, néanmoins, été mis en œuvre. Ils suggèrent que la politique algérienne d'importation n'a pas été totalement stabilisante face aux différents chocs pétroliers, les dépenses d'importations n'ayant été que faiblement reliées au "revenu externe permanent" de cette économie.

L'approche que nous avons retenue dans ce chapitre reste, cependant, une approche en termes d'équilibre partiel. En effet, et bien qu'elle s'inscrive dans une perspective intertemporelle, elle ne prend pas en compte les interactions entre les importations et les variables fondamentales de l'économie. Ainsi, la relation (causale) entre l'investissement et les importations n'apparaît pas alors que celle-ci, comme l'a montré le premier chapitre dans une approche, certes, statique, est essentiel dans une perspective de croissance d'un PVD. Aussi, le chapitre qui suit, réexaminera l'optimalité de l'ajustement externe face à des chocs exogènes dans une optique de croissance et dans un cadre d'équilibre général intertemporel.

A N N E X E

Nous déterminons, dans cette annexe, la réponse optimale des importations à un choc externe lorsque l'objectif du Gouvernement est de rejoindre une cible fixe M^* représentant, par exemple, les importations désirées à long terme, et que l'évolution des importations est sujette à des coûts d'ajustement.

Nous nous situons dans un cadre stochastique et supposons que les anticipations du Gouvernement sont rationnelles. Nous obtenons alors le programme quadratique suivant qui généralise le modèle du texte par l'incorporation de coûts d'ajustement:

$$\text{Max} \quad -\frac{1}{2} E_t \left\{ \sum_{j=0}^{\infty} \beta^j \left((1-b).(m_{t+j} - M^*)^2 + b.(m_{t+j} - m_{t+j-1})^2 \right) \right\}$$

sous les contraintes

$$D_{t+j+1} = R.D_{t+j} + X_{t+j} - m_{t+j} \quad (22)$$

$$\lim_{j \rightarrow \infty} \left(\frac{1}{R} \right)^j E_t(D_{t+j}) = 0$$

D_t, X_t et m_{t-1} donnés.

où M^* est une cible fixe et $(m_{t+j} - m_{t+j-1})^2$ des coûts d'ajustement. L'ensemble d'information, à la date t , contient X_t et D_t .

Le Lagrangien du problème est:

$$L = -\frac{1}{2} E_t \left\{ \sum_{j=0}^{\infty} \beta^j \left((1-b).(m_{t+j} - M^*)^2 + b.(m_{t+j} - m_{t+j-1})^2 \right) \right\} + \beta^j \mu_{t+j} \cdot (D_{t+j+1} - R.D_{t+j} + X_{t+j} - m_{t+j})$$

avec, comme conditions de premier ordre:

$$\begin{aligned} * E_t \left\{ - (1-b).(m_{t+j} - M^*) - b (m_{t+j} - m_{t+j-1}) + \mu_{t+j} \right. \\ \left. + \beta b (m_{t+j+1} - m_{t+j}) \right\} = 0 \quad ; j=0,1,2,\dots \quad (23) \end{aligned}$$

$$* -\beta R E_t \mu_{t+j+1} + \mu_{t+j} = 0 \quad ; j=0,1,\dots \quad (24)$$

On pose :

$$a_0 = \frac{b\beta}{1+b\beta} ; a_1 = \frac{b}{1+b\beta} ; q_t = -\frac{1}{1+b\beta} \mu_t ; M = m - M^*$$

$$\text{et } \omega = \frac{1+\delta}{1+r}.$$

(23)et (24) entraînent alors que:

$$M_t = a_0 E(M_{t+1} / I_t) + a_1 M_{t-1} + q_t$$

où :

$$E(q_{t+1} / I_t) = \omega q_t \quad (25)$$

($(\omega)^t q$ est une martingale).

La résolution de cette équation à anticipations rationnelles consiste à résoudre en fonction de q

puis à utiliser la condition de transversalité $\lim_{j \rightarrow \infty} \left(\frac{1}{R}\right)^j E_t(D_{t+j}) = 0$ pour déterminer ensuite

l'expression de q .

Nous obtenons alors une équation assez standard qui peut, par exemple, être résolue par factorisation⁴⁴. Si λ_1 et λ_2 sont les racines du polynôme $\Theta(F) = a_0 F^2 + F - a_1$ cette résolution donne:

$$M_t = \lambda_1 M_{t-1} + \frac{1}{1 - a_0 \lambda_1} \sum_{j=0}^{\infty} \left(\frac{1}{\lambda_2}\right)^j E(q_{t+j} / I_t)$$

ou encore d'après (25):

$$M_t = \lambda_1 M_{t-1} + \left\{ \frac{1}{1 - a_0 \lambda_1} \cdot \frac{\lambda_2 / \omega}{\lambda_2 / \omega - 1} \right\} q_t \quad (26)$$

si $abs(\lambda_2 / \omega) > 1$.

Pour déterminer q , calculons $\sum_{j=0}^{\infty} E\left(\frac{1}{R}\right)^j (m_{t+j} / I_t)$

En utilisant (25) et (26), par des itérations successives, et en invoquant la condition de transversalité, nous obtenons :

$$\begin{aligned} \sum_{j=0}^{\infty} E\left(\frac{1}{R}\right)^j (M_{t+j} / I_t) &= \frac{1}{1 - \lambda_1 / R} M_t + \left\{ \frac{1}{1 - a_0 \lambda_1} \cdot \frac{\lambda_2 / \omega}{\lambda_2 / \omega - 1} \right\} \cdot * \\ * \frac{1}{(R/\omega - 1) \cdot (1 - \lambda_1 / R)} q_t \\ &= R D_t + \sum_{j=0}^{\infty} \left(\frac{1}{R}\right)^j E(X_{t+j} / I_t) - \frac{M^*}{1 - 1/R} \end{aligned}$$

On déduit alors que :

$$q_t = \frac{1 - a_0 \lambda_1}{\lambda_2 / \omega} (\lambda_2 / \omega - 1) (R/\omega - 1) \cdot (1 - \lambda_1 / R) *$$

⁴⁴ Sur la méthode de résolution par factorisation des équations à anticipations rationnelles, voir Olivier Blanchard et Stanley Fischer (1988).

$$* \left\{ RD_t + \sum_{j=0}^{\infty} \left(\frac{1}{R} \right)^j E(X_{t+j} / I_t) - \frac{M^*}{1 - 1/R} \right\} +$$

$$+ \frac{R/\omega - 1}{\lambda_2 / \omega} (1 - a_0 \lambda_1) (\lambda_2 / \omega - 1) M_t$$

ce qui, en reportant dans (26) donne:

$$M_t = \frac{\lambda_1 \omega}{R} M_{t-1} + (1 - \lambda_1 / R) * (1 - \omega / R) *$$

$$* \left\{ RD_t + \sum_{j=0}^{\infty} \left(\frac{1}{R} \right)^j E(X_{t+j} / I_t) - \frac{M^*}{1 - 1/R} \right\} \quad (27)$$

avec D_t , X_t et M_{t-1} donnés ; ce qui est l'équation (13) du texte lorsque λ_1 tend vers 0⁴⁵.

2°) Pour évaluer la réponse des importations à un choc sur les exportations, c'est-à-dire l'influence sur les importations de l'innovation intervenant dans X_t , il faut pouvoir éliminer le stock de la dette D de l'équation (27) et trouver une représentation ARMA du processus des importations.

Pour cela, appliquons l'opérateur $(1 - RL)$ aux deux membres de l'équation (27) (L étant l'opérateur retard). En utilisant l'équation (22) et, après calculs qui ne sont pas reproduits, nous obtenons:

$$M_t - (\lambda_1 + \omega)M_{t-1} + \lambda_1 \omega M_{t-2} = (1 - \lambda_1 / R) * (1 - \omega / R) *$$

$$* \sum_{j=0}^{\infty} \left(\frac{1}{R} \right)^j \left\{ E(X_{t+j} / I_t) - E(X_{t+j} / I_{t-1}) \right\} \quad (28)$$

Il reste, pour compléter le modèle, à spécifier l'évolution temporelle des exportations. Pour cela, nous faisons l'hypothèse que ces dernières suivent un processus autoregressif de première ordre:

$$X_t = X^* + \rho X_{t-1} + \varepsilon_t .$$

Les mises à jour de la prevision intervenant dans le membre de droite de (28) s'expriment alors simplement et (28) se réécrit:

$$\Phi(L)M_t = (1 - \frac{\lambda_1}{R}) \frac{R - \omega}{R - \rho} \varepsilon_t$$

⁴⁵ Rappelons que les importations M_t , dans ces équations, sont évaluées en écart à leur valeurs de long terme M^*

avec $\Phi(L) = 1 - (\lambda_1 + \omega)L + (\lambda_1\omega)L^2$

Le polynôme retard $\Phi(L)$ se factorise facilement puisque ses racines sont $\frac{1}{\lambda_1}$ et $\frac{1}{\omega}$ et sont à l'extérieur du disque unité lorsque le taux d'actualisation est inférieur à celui de l'intérêt. Les importations suivent alors un AR(2) stationnaire mais pour déterminer les effets dynamiques d'un choc sur les importations il convient de rechercher pour celles-ci une représentation moyenne mobile. Nous obtenons:

$$M_t = \left(1 - \frac{\lambda_1}{R}\right) \left(\frac{1}{1 - \omega L}\right) \left(\frac{1}{1 - \lambda_1 L}\right) \frac{R - \omega}{R - \rho} \varepsilon_t$$

Sachant que $|\omega|$ et $|\lambda_1|$ sont inférieurs à 1, nous aurons alors:

$$M_t = \left(1 - \frac{\lambda_1}{R}\right) \frac{R - \omega}{R - \rho} \Theta(L) \varepsilon_t$$

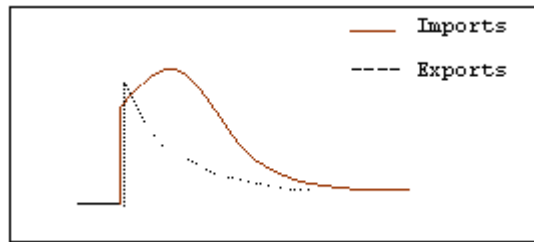
où $\Theta(L) = \sum_{n=0}^{\infty} \left[\sum_{i=0}^n \lambda_1^i (\omega)^{n-i} L^n \right]$ est le produit de convolution des séries $\sum_{i=0}^{\infty} (\omega)^i L^i$ et $\sum_{i=0}^{\infty} \lambda_1^i L^i$.

Finalement nous voyons que l'effet sur les importations, à la date t, d'un choc transitoire ε_{t-n} , à la date t-n, sur les exportations est donné par:

$$\left(1 - \frac{\lambda_1}{R}\right) \frac{R - \omega}{R - \rho} \left\{ \frac{\omega^{n+1} - \lambda_1^{n+1}}{\omega - \lambda_1} \right\} \varepsilon_{t-n}$$

Instantanément, un choc non anticipé entraîne une augmentation des importations, en écart par rapport à son trend M^* égale à $\left(1 - \frac{\lambda_1}{R}\right) \frac{R - \omega}{R - \rho}$.

Cet effet aura tendance à s'annuler à long terme, mais cette dynamique, hormis le cas où $\lambda_1 = 0$ correspondant à l'absence de coûts d'ajustement, n'est pas monotone. Elle présentera généralement le profil suivant :



Du fait des coûts d'ajustement, l'impact du choc est initialement atténué mais sera ensuite amplifié pendant une phase transitoire dont la durée dépend de λ et βR . Nous avons calculé pour les valeurs suivantes des paramètres:

$$\delta = 0.02 \quad ; \quad r = 0.05 \quad ; \quad \rho = 0.8 \quad ; \quad \lambda = 0.8$$

que l'amplitude de l'impact sur la composante cyclique des importations est maximale durant le 11^{ème} trimestre et que la moitié de celui-ci est résorbé 30 trimestres plus tard. Ainsi, la présence de coûts d'ajustement lisse naturellement davantage la dynamique des importations mais elle entraîne également une modification du profil temporel des importations qu'il était utile de mettre en évidence.