

# **C H A P I T R E   P R E M I E R .**

## **CONTRAINTE D'OFFRE DE CREDITS EXTERNES ET REGIMES DE CROISSANCE**

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

On peut distinguer deux limites à la croissance économique:

La première est une limite interne et se rapporte à l'épargne interne mobilisable. Pour un niveau d'investissement donné, cette contrainte d'épargne interne dérive d'une distinction (et d'un gap) entre l'épargne domestique potentielle et l'épargne effective et donc de la possibilité d'un déséquilibre ex-ante entre investissement et épargne.

La seconde limite est liée aux capitaux externes disponibles et définit un régime de contrainte externe. Elle dérive d'une distinction (et d'un gap) entre le volume d'importations nécessaire et celui réalisable et donc d'un désajustement ex-ante de la balance de paiements.

Le modèle two-gaps formalise simplement ces distinctions et, recomposé de façon appropriée, permet la détermination de la contrainte dominante au sein de l'économie. Bien qu'il demeure encore controversé en économie du développement, ce modèle est appliqué à un grand nombre de pays. Ceci justifie alors une analyse de sa structure en vue de son utilisation pour la description de l'investissement dans un P.V.D ainsi qu'un réexamen de sa procédure d'estimation à la lumière de l'économétrie du déséquilibre ou de la problématique des modèles à coefficients variables.

La détermination de la contrainte dominante ou du régime le plus probable est importante en ce qu'elle conditionne la réponse de l'économie à des chocs exogènes. Ainsi l'approche par le modèle two-gaps a été initialement développée pour étudier l'impact différentiel de l'aide extérieure sur la croissance. Cependant, elle peut éventuellement être étendue pour simuler la réponse de l'économie à des chocs d'autres natures.

La première section présente les équations constitutives du modèle et leur estimation pour l'économie algérienne. L'instabilité des équations incite alors à développer, dans une deuxième section, le modèle dans un cadre de déséquilibre pour déterminer une répartition temporelle des régimes ou dans un cadre de modèles à coefficients variant dans le temps. En outre, on supposera, dans cette section, l'existence d'une fonction objectif du planificateur qui arbitre entre l'équilibre macroéconomique et l'utilisation maximale des ressources. Enfin, la troisième section utilise ces résultats pour présenter la réaction simulée de l'économie, suivant le régime où elle se trouve, à un choc externe sous la forme d'une augmentation exogène des exportations (hydrocarbures).

## SECTION 1 : PRESENTATION DU MODELE ET ETUDE ECONOMETRIQUE

### 1) STRUCTURE DU MODELE :

La première contrainte apparaît lorsque l'investissement dépasse les capacités de l'épargne interne  $\tilde{S}$ . Si on assimile l'épargne externe  $SC$  au solde de la balance courante (un solde positif de  $SC$  indique un déficit), l'identité ex-post entre l'épargne effective total ( $S + SC$ ) et l'investissement ( $p_i I$ ) permet d'exprimer la contrainte interne par:

$$S = p_i I - SC \leq \tilde{S} \quad (1)$$

D'un autre coté, si  $T$  désigne les transferts, le solde de la balance courante en valeur s'écrit:

$$SC = e p_M^* M + T - p_X X \quad (2)$$

où  $p_M^*$  est le prix étranger des importations (en \$),  $p_X$  le prix local des exportations (en DA) et  $e$  le taux de change nominal (1\$ = e DA).

Un déficit de la balance courante induit alors un besoin de financement qui peut être couvert soit par une variation des réserves de changes ( $\Delta ORDEV$ ) soit par un recours aux capitaux externes.

Deux remarques peuvent être alors formulées:

S'agissant de P.V.D, on peut valablement supposer que les réserves de changes ne sont pas suffisantes pour équilibrer les changes. De ce fait, on peut considérer à titre de simplification que  $\Delta ORDEV = 0$ .

Alternativement, l'équilibre du marché de changes pourrait se réaliser par un ajustement du taux de change. Cependant, pour le cas en question, nous sommes, soit en présence d'une détermination « administrative » du taux de change, soit d'une mobilité très faible des capitaux, les mouvements de parité dans des limites tolérables ne suffisant pas à attirer les capitaux internationaux.

De ce qui précède, on identifiera le flux de capitaux externes au solde de la balance courante et nous considérerons donc celui-ci comme une variable exogène. Dès lors, si  $\tilde{M}$  désigne les importations requises, l'identité de la balance (simplifiée) de paiements (2) permet d'exprimer la deuxième contrainte  $\tilde{M} \leq M$  sous la forme:

$$\tilde{M} \leq \frac{SC}{ep_M^*} - \frac{T}{ep_M^*} + \frac{p_X X}{ep_M^*}$$

Il reste alors à se donner l'expression de l'épargne interne disponible  $\tilde{S}$  et celle des importations requises  $\tilde{M}$ . Pour cela, on retiendra essentiellement, à titre de simplification, la spécification de GERSOVITCH<sup>12</sup>, soit :

$$\tilde{S} = a + b p_Y Y + c SC + d p_X X$$

(+) (-) (+)

$$\tilde{M} = \alpha + \beta Y + \gamma I$$

(+) (+)

où  $p_Y Y$  désigne le revenu courant. Les signes attendus figurent entre parenthèses.

En résolvant en  $I$ , les contraintes (1) et (2) se réécrivent:

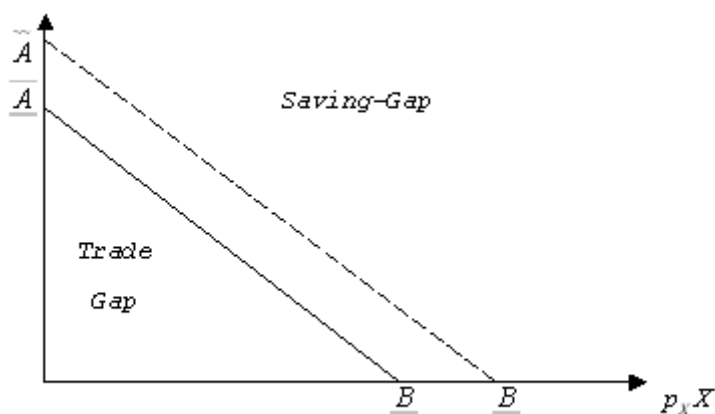
$$I \leq a + b \frac{p_Y}{p_I} Y + (1 + c) \frac{SC}{p_I} + d \frac{p_X}{p_I} X = I^{SG} \quad (2')$$

$$I \leq \frac{\alpha}{\gamma} - \frac{\beta}{\gamma} Y + \frac{1}{\gamma} \left( \frac{SC - T - p_X X}{e p_M^*} \right) = I^{TG} \quad (3')$$

Dans le plan des exogènes  $SC$  et  $X$ , la résolution donne pour  $Y$  fixé,

---

<sup>12</sup> Cf M, Gersovitch (1982)



Cette partition de l'orthant positif définit deux régimes,

Un régime de 'Trade-Gap' avec<sup>13</sup>:

$$I = I^{TG} \quad \text{et} \quad I \leq I^{SG}$$

où la contrainte externe est active.

Un régime de 'Saving-Gap' avec

$$I = I^{SG} \quad \text{et} \quad I \leq I^{TG}$$

où la contrainte interne est active.

Lorsque la capacité de production tend à être saturée, la frontière des régimes  $AB$  se déplace vers  $\tilde{A} \tilde{B}$ . D'un point de vue de statique comparative, une augmentation de  $SC$  (grâce à une plus grande facilité d'accès au crédit international) ou de façon similaire de  $p_X X$  (à la suite d'une augmentation du prix ou du quota des exportations par exemple) fera basculer l'économie d'un régime de Trade-Gap à un régime de Saving-Gap ou encore approfondira ce dernier régime.

## 2) ETUDE ECONOMETRIQUE DU MODELE :

**2a)** Le modèle two-gaps a été initialement estimé par WEISKOPF<sup>14</sup>. Celui-ci retient la relation suivante entre variables latentes et variables observables:

<sup>13</sup> Il faut noter qu'en qualifiant ce régime de « contrainte externe », on ne signifie pas qu'un afflux de capitaux externes (variation de  $SC$ ) n'a pas d'incidence sur l'économie. Néanmoins, en supposant que

$\frac{I}{\gamma} > I + c$  (il suffit alors que  $\gamma < 1$  et  $c > 0$ ), une modification du solde courant a moins d'impact sur

l'investissement en régime de saving-gap qu'en régime de trade-gap.

$$I = \begin{cases} I = I^{SG} + \varepsilon^1 & \text{si les restrictions } b > 0, c > 0 \text{ et } d > 0 \text{ sont vérifiées} \\ I = I^{TG} + \varepsilon^2 & \text{si les restrictions } \beta > 0 \text{ et } \gamma > 0 \text{ sont vérifiées} \end{cases}$$

Il estime alors, de façon indépendante, chacune des deux équations sur l'ensemble de la période et conclut à la prévalence d'un régime lorsque les restrictions à-priori correspondantes ne sont pas systématiquement rejetées par les observations.

Les limites de cette démarche sont évidentes: T, WEISKOPF estime en réalité le modèle sous la contrainte d'un 'all-saving gap' ('all-trade gap'). Il se préoccupe de savoir si les observations sont compatibles avec un régime invariant sur l'ensemble de la période d'estimation et ne prend donc pas en compte la possibilité d'un changement de contraintes actives au cours de la période.

En outre, le modèle ainsi défini n'est pas cohérent au sens où un même ensemble d'observations peut être compatible avec plusieurs régimes. Ceci a lieu lorsque les restrictions sur  $I^{SG}$  et  $I^{TG}$  sont simultanément acceptées et, dans ce cas, la contrainte active est indéfinie.

Afin d'illustrer cette approche, nous avons estimé ce modèle sur données annuelles pour l'économie algérienne. Par l'intégration des exportations dans la première équation, nous avons introduit un effet différentiel de l'épargne publique sur l'investissement, à travers la fiscalité pétrolière, sachant que ces exportations sont constituées quasi-exclusivement d'hydrocarbures.

Les résultats obtenus (reportés sur le tableau 1) sont les suivants:

TABLEAU 1. VARIABLE DEPENDANTE : INVESTISSEMENT INTERIEUR BRUT (en DA 87)

Variables Indépend.	Régime de SAVING-GAP			Régime de TRADE-GAP			Equation générale
	<i>EQ1</i>	<i>EQ1'</i>	<i>EQ1''</i>	<i>EQ2*</i>	<i>EQ2'*</i>	<i>EQ2''*</i>	<i>EQ3</i>
Constant	0.43 (0.07)	0.92 (0.19)		17.9 (1.0)	10.9 (0.65)		
Trend	-	-0.84 (-3.5)	-0.84 (-3.5)		-1.47 (-1.6)	-1.51 (-2.0)	
RND/p <sub>I</sub>	0.19	0.25	0.26				0.12

<sup>14</sup> Voir T, Weisskopf (1972).

	(7.4)	(9.3)	(10.4)				
SC/p <sub>I</sub>	0.92 (5.4)	0.83 (5.9)	0.85 (6.7)				0.36 (2.7)
X/p <sub>I</sub>	0.54 (6.06)	0.47 (6.2)	0.48 (6.62)				0.15 (1.9)
Gdp				0.051 (0.8)	0.18 (1.9)	0.22 (3.4)	-0.002 (-0.06)
Import				1.41 (10.0)	1.28 (8.0)	1.31 (8.7)	1.11 (6.1)
F1 de Fischer (2, 21)							23.2 (0.4E-5)
F2 de Fischer (3, 21)							4.46 (0.014)
R <sup>2</sup>	0.92	0.95	0.95	0.98	0.98	0.98	0.97
DW	0.85	1.41	1.44	1.85	2.14	2.11	1.36

Période d'estimation: 1970:1995. Estimation par MCO sauf pour (\*) où les équations sont estimées par la méthode de Cochrane-Orcutt avec une autocorrélation des erreurs supposée d'ordre 1. Les chiffres entre parenthèses représentent les t de Student.

RND est le revenu national disponible en valeur (en DA), GDP est le produit intérieur brut en DA constants. X et Import sont les exportations et les importations respectivement en valeur et en DA constants. p<sub>I</sub> est le déflateur de l'investissement et SC représente le solde courant en DA courants.

F1 est la statistique de Fischer pour le test de la restriction  $I=I^{SG}$

F2 est la statistique de Fischer pour le test de la restriction  $I=I^{TG}$

Source des données: World Tables - Banque Mondiale 1997.

La constante, pour les différentes équations, n'est à aucun moment significative.

L'équation représentant le régime du Saving-gap, notamment l'équation (1") incorporant un trend de croissance exogène sans constante, présente de bonnes propriétés statistiques.

Si les secondes équations, représentant le régime de trade-gap, avaient été estimées par MCO<sup>15</sup>, l'examen des résidus aurait montré que leur variance n'est pas constante, des fluctuations plus amples apparaissant à partir de 1978. En outre, les résidus n'auraient connu qu'un seul changement de signe de 1978 à 1985. Cette autocorrélation des résidus indiquerait alors une erreur de

<sup>15</sup> Les résultats d'estimation par MCO des équations (2) ne sont pas reportés dans le tableau.

spécification qui aurait pu tout aussi bien provenir d'une omission de variables que d'une spécification fonctionnelle incorrecte. Les colonnes (2), (2') et (2'') donnent alors les résultats d'estimation de l'équation d'investissement en régime de Trade-gap dans l'hypothèse d'une autocorrélation d'ordre 1 des erreurs. On constate que le coefficient de GDP possède un signe incorrect mais sans être, hormis pour (2''), significativement différent de zéro.

Ainsi, en passant de l'estimation d'un régime de saving-gap (SG) à l'estimation sous l'hypothèse d'un trade-gap (TG), la qualité de l'estimation se dégrade. On présume alors que la contrainte dominante est celle de l'épargne interne sans pour autant que cette conclusion puisse être considérée comme formellement établie.

**2b)** Dans cette situation, T,WEISKOPF suggère de modifier la période d'estimation jusqu'à ce qu'un seul régime s'impose sans ambiguïté. Mais plutôt que de poursuivre dans cette voie, on gagnerait en cohérence en considérant un modèle où l'investissement est une combinaison convexe de  $I^{SG}$  et  $I^{TG}$ , ce qui est une façon de prendre en compte simultanément l'influence des deux contraintes.

L'équation à estimer sera donc :

$$I = \mu \left( a + b \frac{RND_t}{P_{tt}} + (1 + c) \frac{SC_t}{P_{tt}} + d \frac{X_t}{P_{tt}} \right) + (1 - \mu) \left( -\alpha - \frac{\beta}{\gamma} GDP_t + \frac{1}{\gamma} IMP_t + \varepsilon_t \right)$$

(4)

où  $0 \leq \mu \leq 1$  représente le poids du régime SG dans l'équation générale.

Cette spécification suppose que l'économie est contrainte à la fois, mais à des degrés divers, par l'épargne interne et les capitaux externes ( $\mu \neq 0$  et  $\mu = 1$ ). Ceci libère de la restriction d'un régime invariant et suggère une interprétation usuelle dans les modèles agrégés de déséquilibre selon laquelle - pour le problème posé du moins - une partie  $(1 - \mu)$  des branches serait contrainte par la disponibilité des devises.

Sur l'ensemble de la période, l'estimation économétrique de ce modèle général conduit aux résultats représentés dans la colonne (3) du tableau (1) (EQ3).

Par rapport aux équations précédentes, les variables représentant le trend ont été omises car leurs coefficients apparaissaient faiblement significatifs tandis que leur omission améliorerait sensiblement la précision des autres coefficients.

La significativité de la statistique de Fisher lorsqu'on teste l'hypothèse d'un régime 'Trade-gap' ( $I + c = 0$ ,  $b = d = 0$ ) ainsi que dans le test d'un régime 'Save-gap' ( $\beta = 0$  et  $\tilde{\gamma} = \frac{I}{\gamma} = 0$ )

est révélatrice de la difficulté - déjà rencontrée - de discriminer entre les deux régimes.

Les deux hypothèses sont, en effet, simultanément rejetées, ce qui révèle de nouveau, avec le cas de l'économie algérienne, l'absence de cohérence du modèle de T, Weiskopf que nous avons signalée plus haut et justifie notre démarche consistant à rechercher plutôt à expliciter les fluctuations de l'investissement en termes d'influence combinée des deux régimes.

Une telle décomposition est cependant rendue difficile du fait de la multicollinéarité, qui affecte les deux groupes de variables explicatives. Cependant la simulation de l'équation (5') présentée dans le graphique (8) laisse penser que, même si les points de retournement dans la croissance de l'investissement, à l'exception de quelques observations, résultent de l'impact combiné des deux régimes (Invest\_sg et Invest\_tg), la contribution de  $I^{TG}$  à l'explication de la variance de l'investissement serait néanmoins dominante à partir, notamment, de 1986.

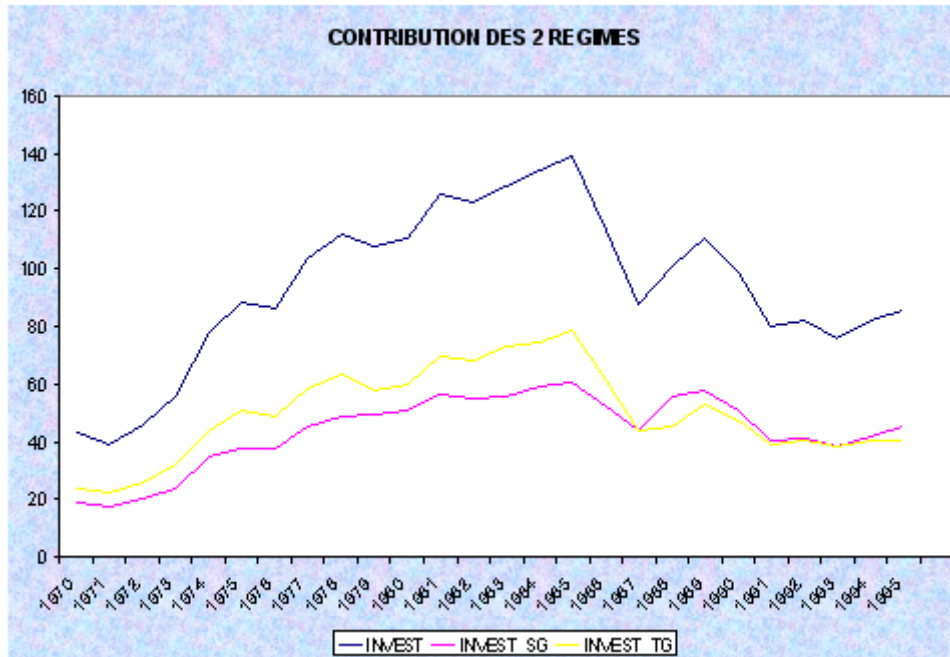
Cette explication de l'investissement en termes de contribution simultanée des deux régimes appelle, cependant, deux remarques:

D'une façon générale, les coefficients estimés doivent être suffisamment stables pour que la hiérarchie des régimes ne soit pas fortement dépendante de la période d'estimation.

De façon plus spécifique, si cette démarche permet, même de façon imparfaite, un classement des régimes en termes de contribution différentielle aux fluctuations de

l'investissement, elle ne permet pas, par contre, l'identification, à chaque période de la contrainte active et donc la répartition temporelle des régimes que nous cherchons à mettre en évidence. Ces limites posent, avec des perspectives différentes, le problème de la variabilité dans le temps des paramètres du modèle que nous allons maintenant examiner.





2c) Afin de suivre l'évolution dans le temps des coefficients, nous allons d'abord procéder à des régressions récursives en réestimant l'équation générale (4) sur des périodes débutant en 1970 et de longueur variable:

TABLEAU 2

Périodes	RND/PI	SC/PI	EXPORT (X/PI)	GDP	IMPORT (M)
1970-1981	0.38 (2.7)	1.13 (2.6)	0.21 (0.7)	-0.055 (-0.6)	-0.15 (-0.19)
1970-1982	0.36 (2.9)	1.21 (3.3)	0.29 (1.2)	-0.035 (-0.5)	-0.27 (-0.39)
1970-1983	0.38 (3.2)	1.1 (3.7)	0.19 (1.2)	-0.056 (-1.0)	0.8 (-0.14)
1970-1984	0.32 (3.0)	1.11 (3.7)	0.28 (2.1)	-0.029 (-0.6)	-0.067 (-0.11)
1970-1985	0.32 (3.2)	1.12 (4.1)	0.29 (2.9)	-0.027 (-0.6)	-0.089 (-0.17)
1970-1986	0.24 (3.6)	0.95 (4.2)	0.31 (3.1)	-0.022 (-0.5)	0.25 (0.6)

1970-1987	0.25 (4.)	0.96 (4.9)	0.31 (3.6)	-0.023 (-0.6)	0.25 (0.8)
1970-1988	0.11 (2.3)	0.52 (3.6)	0.19 (2)	0.023 (0.5)	0.98 (4.3)
1970-1989	0.10 (2.2)	0.49 (3.5)	0.17 (1.9)	0.024 (0.5)	1.06 (5.3)
1970-1990	0.09 (2.1)	0.48 (3.5)	0.19 (2.3)	0.035 (0.1)	1.0 (5.5)
1970-1991	0.07 (2.)	0.45 (3.4)	0.21 (2.8)	0.057 (1.7)	0.97 (5.6)
1970-1992	0.09 (2.5)	0.47 (3.6)	0.21 (2.8)	0.041 (1.5)	0.98 (5.6)
1970-1993	0.10 (3.1)	0.43 (3.2)	0.21 (2.8)	0.03 (1.2)	0.98 (5.6)
1970-1994	0.11 (3.3)	0.36 (2.7)	0.19 (2.4)	0.011 (0.4)	1.02 (5.6)
1970-1995	0.12 (3.4)	0.36 (2.7)	0.15 (1.9)	-0.002 (-0.06)	1.11 (6.1)

Des résultats de ce tableau, il ressort que le coefficient de GDP n'est à aucune période significatif; mais il a toujours été difficile de faire apparaître un impact significatif de la production sur l'évolution de l'investissement. De 1970 à 1985, le coefficient des importations n'a pas le bon signe mais n'est pas significativement différent de zéro.

Durant la même période, les variables de l'équation de  $I^{SG}$  -hormis Export- ont coefficient élevé et assez fortement significatif; en particulier, celui de SC, compte-tenu de son écart-type, est voisin de 1, ce qui indiquerait un poids prépondérant de la contrainte interne (régime de saving-gap) durant cette période.

L'introduction des années 1986 et 1987 entraîne une moindre sensibilité de l'investissement à l'épargne. On note ainsi une diminution régulière du coefficient de RND - celui-ci aura baissé de près de la moitié par rapport aux périodes initiales- et, parallèlement, un accroissement de celui des importations qui devient positif. L'évolution en ciseaux de ces coefficients serait le signe d'une instabilité des coefficients estimés et indiquerait alors un changement de régime ou, sinon, une modification de la taille du déséquilibre. Notons enfin que l'estimation devient plus précise sur les quatre dernières sous périodes.

Ces résultats généraux suggèrent, en somme, que l'hypothèse de stabilité des coefficients qui sous-tend l'applicabilité de l'estimation par MCO serait mise en défaut.

La stabilité des paramètres doit alors être examinée de façon plus précise à l'aide de tests statistiques tels que celui du CUSUM ou celui du CUSUM Square<sup>16</sup>.

L'avantage des régressions glissantes présentées ci-dessous est qu'elles génèrent conjointement les résidus récurrents  $v_i$  :

$$v_i = \frac{y_i - x_i' \hat{b}_{t-1}}{\left(1 + x_i' (X_{t-1}' X_{t-1})^{-1} x_i\right)^{\frac{1}{2}}}$$

correspondants aux dates de fin de période. Une propriété remarquable de ceux-ci est qu'ils sont  $i - i - d$  de loi normale  $N(0, \sigma^2)$  lorsque l'aléa  $\varepsilon_t$  est un processus gaussien centré de variance  $\sigma^2 I$ <sup>17</sup>.

L'hypothèse nulle de constance des coefficients sera rejetée dans le cas du CUSUM au seuil de alpha % s'il existe un  $t$  (compris entre  $K + 1$  et  $T$ ) tel que la somme cumulée des résidus récurrents normés

$$w_t = \sum_{j=K+1}^t v_j / \hat{\sigma}$$

est supérieure en valeur absolue à :  $a \sqrt{T - K} + \frac{2a(t - K)}{\sqrt{T - K}}$

où  $\hat{\sigma}$ , l'écart-type de  $v_t$  est égale à :  $\left[ \sum_{t=K+1}^T (v_t - \bar{v})^2 / (T - K - 1) \right]^{\frac{1}{2}}$

L'hypothèse nulle sera rejetée par le CUSUM Square lorsque la somme des carrés des résidus récurrents réduits :

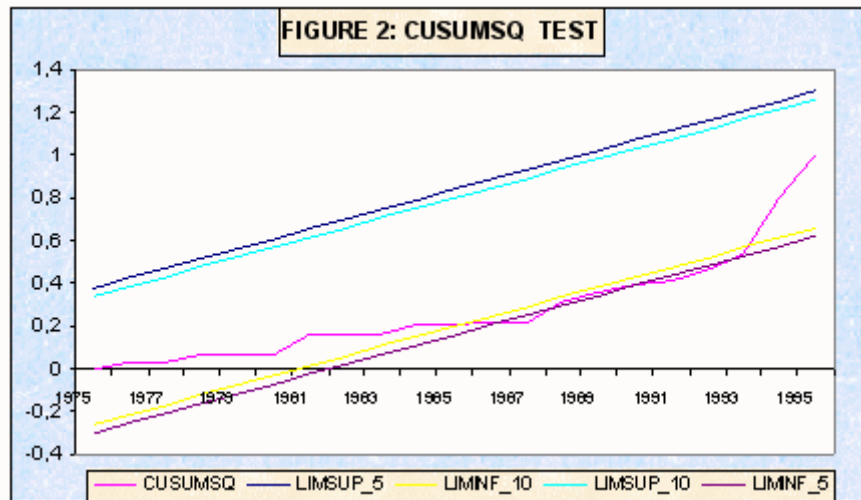
$$ww_t = \sum_{j=K+1}^t v_j^2 / \sum_{t=K+1}^T v_t^2$$

est supérieure à  $c_0 + \frac{t - K}{T - K}$

<sup>16</sup> Brown, R.L ; J, Durbin et J.M, Evans (1975)

<sup>17</sup> Voir A.C, Harvey (1981) page 148 et suivantes.

Le test de stabilité des coefficients de l'équation générale par la statistique du Cusum Square donne les résultats reportés sur le graphique (2). Nous voyons que l'hypothèse nulle de stabilité des paramètres est rejetée par ce test moins au seuil de 10% :



## **SECTION 2 : UN MODELE D'INVESTISSEMENT A COEFFICIENTS VARIABLES.**

L'instabilité des coefficients mise en évidence dans la section précédente montre que la variabilité de ceux-ci doit être expressément prise en considération dans la spécification du modèle qui appartiendra alors à la classe des modèles à coefficients variables.

### **1) LA VARIABILITE DES COEFFICIENTS/ UNE PREMIERE ESTIMATION PAR LE FILTRE DE KALMAN :**

Faire l'hypothèse d'une variabilité stochastique des coefficients revient à se donner la nature d'un processus générant ces coefficients. Ainsi, sous sa forme 'espace -état ', un modèle simple à coefficients stochastiques peut s'écrire:

équation de mesure:  $y_t = X_t \beta_t + \varepsilon_t$

équation de transition:  $\beta_t = T \beta_{t-1} + \eta_t$

avec par exemple:

$$\varepsilon_t \rightarrow N(0, \sigma^2 h); \quad \eta_t \rightarrow N(0, \sigma^2 Q) \text{ et } E(\varepsilon_t, \eta_t) = 0$$

Notons par  $b_{t-1}$  la meilleure prévision de  $\beta_{t-1}$  faite à la date t-1 et par  $V(b_{t-1}) = \sigma^2 P_{t-1}$  la variance de  $b_{t-1}$ .

On note également par  $b_{t/t-1}$  la meilleure prévision de  $\beta_t$  faite en t-1 et par  $\sigma^2 p_{t/t-1}$  la variance de l'erreur de prévision.

Les coefficients  $\beta_t$  peuvent alors être estimés pour chaque date t à l'aide du filtre de KALMAN dont l'algorithme, que nous pouvons subdiviser en trois étapes, est le suivant:

prévision de b :

$$b_{t/t-1} = T b_{t-1} \quad \text{et} \quad p_{t/t-1} = T p_{t-1} T' + Q$$

prévision de y:

$$\hat{y}_{t/t-1} = X_t b_{t/t-1}$$

où l'erreur de prévision de  $y_t$ , suit la loi normale  $N(0, \sigma^2 f_t)$  avec

$$f_t = X_t P_{t/t-1} X_t' + h$$

mise à jour de la prévision:

$$b_t = b_{t/t-1} + \frac{P_{t/t-1} X_t}{\sqrt{f_t}} \frac{v_t}{\sqrt{f_t}}$$

$$P_t = P_{t/t-1} - \frac{P_{t/t-1} X_t' X_t P_{t/t-1}}{f_t}$$

Un problème d'initialisation du filtre se pose. La méthode que nous avons utilisée est celle proposée par HARVEY<sup>18</sup>.

Remarquons que les régressions récursives, effectuées ci-dessus, apparaissent comme un cas particulier du filtre de KALMAN lorsque l'équation de transition est réduite à :

$$\beta_t = \beta_{t-1} = \beta$$

---

<sup>18</sup> Voir Harvey (1981) page 205 et suivantes.

ou encore à  $\beta_t = \beta_{t-1} + \eta_t$  avec  $V(\eta_t) = Q = 0$ .

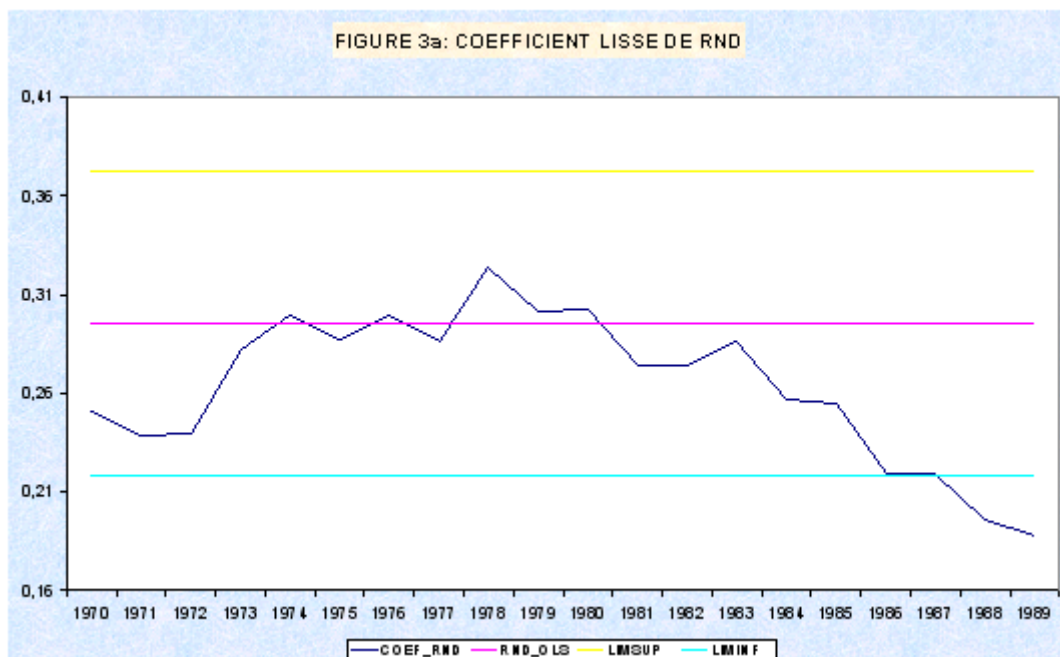
Il faut cependant noter que la variation des coefficients estimés par régressions récursives est uniquement due à l'observation supplémentaire dont on dispose en passant d'une date à une autre (par mise à jour) ; la 'vraie' valeur étant, quant à elle, indépendante du temps.

Une fois les valeurs  $y_0, y_1, \dots, y_T$  observées, nous pouvons réestimer les valeurs de  $\beta_t$  ( $t < T$ ) et améliorer l'estimation de  $\beta_t$  en tenant compte de l'ensemble de l'information disponible à la date terminale T. Il s'agit alors d'un problème de 'lissage', étape au cours de laquelle les coefficients lissés sont là encore calculés par une procédure algorithmique<sup>19</sup>.

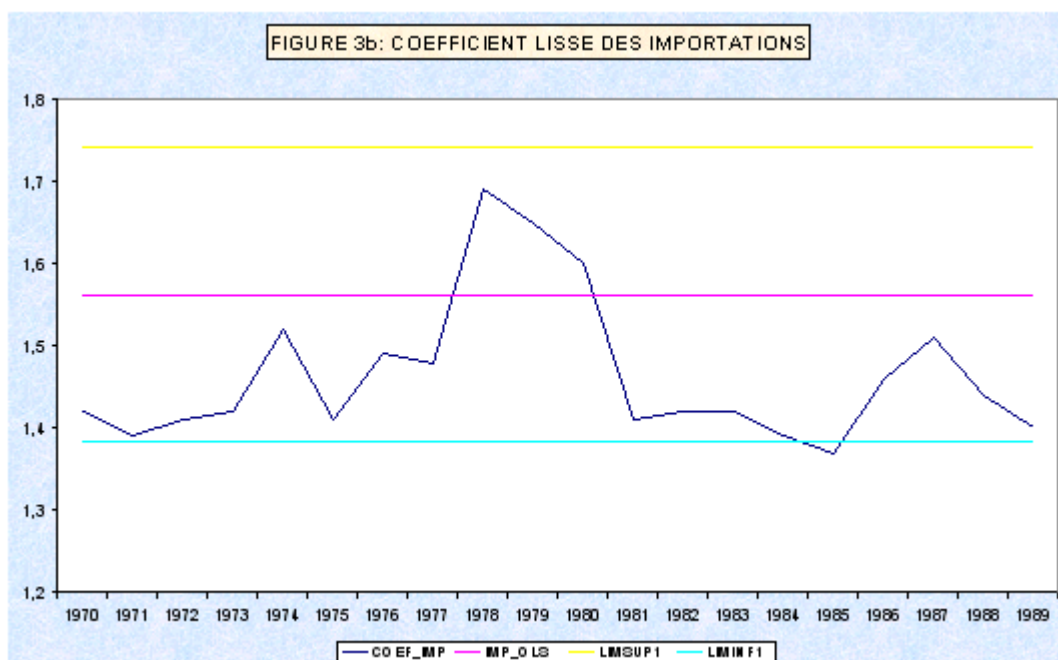
Remarquons, enfin, que si on lisse les coefficients préalablement estimés par régressions récursives, on retrouve, comme attendu, les estimateurs M.C.O.

L'application du filtre de KALMAN à l'équation générale(4) pose des problèmes évidents de multicollinéarité. Pour cette raison, nous avons appliqué le filtre séparément aux équations des deux régimes (2') et (3'). En outre, pour des raisons liées à des limites dans le traitement informatique nous avons limité le nombre de paramètres pouvant varier dans le temps dans les deux équations.

Ainsi, dans l'équation (2') exprimant l'investissement en Saving-gap, le coefficient de RND est susceptible de varier tandis que les autres paramètres sont contraints à rester constants.



<sup>19</sup> Cf le programme informatique présenté en annexe.



Dans l'équation (3'), par contre, l'unique coefficient variable est celui des importations .

Dans les deux cas, nous avons supposé que la dynamique des coefficients variables est générée par un processus 'marche aléatoire':

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

où  $\varepsilon_t$  est un bruit blanc gaussien; ce qui est une spécification usuelle de l'équation de transition.

Les résultats obtenus sont reportés graphiquement sur les figures (3a) et (3b) et comparés avec ceux obtenus à l'aide du modèle à coefficients constants estimés par M.C.O ( sur les figures apparaissent les intervalles de confiance des coefficients estimés par M.C.O au seuil de 5%).

Nous voyons que, pour les deux équations, l'estimation à l'aide du filtre de KALMAN dans l'hypothèse de coefficients variables diffère statistiquement de l'estimation des mêmes coefficients par MCO au seuil retenu. Ceci nous conforte dans notre l'hypothèse d'une variabilité des coefficients estimés et donc d'une pluralité de régimes de croissance alternant des périodes où l'économie algérienne est contrainte par l'épargne interne disponible et des périodes où celle-ci est contrainte par les capitaux externes.

## 2) DETERMINATION DE LA CONTRAINTE DOMINANTE : UNE APPROCHE PAR LE DESEQUILIBRE :

Afin de mettre en évidence leur succession temporelle de ces contraintes, nous allons nous restreindre à une classe particulière de modèles à coefficients variables en modélisant les contraintes sur l'investissement à l'aide d'un modèle à deux régimes.

### 2a) Un modèle d'investissement en déséquilibre :

Cette procédure d'estimation a été initialement proposée par M.Gersovitch<sup>20</sup> qui retient à cet égard un modèle canonique simple de déséquilibre constitué des équations (2') et (3') et de la condition :

$$I_t = \min ( I_t^{SG} , I_t^{TG} )$$

Par rapport au modèle général (4), cela revient à considérer  $\mu$  comme un coefficient variable particulier. La condition 'min' s'écrit, en effet:

$$I_t = \mu_t I_t^{SG} + (1 - \mu_t) I_t^{TG} \quad \text{avec} \quad \mu_t = \begin{cases} 0 & \text{si } I_t^{SG} > I_t^{TG} \\ 1 & \text{si } I_t^{SG} < I_t^{TG} \end{cases} \quad \text{où}$$

$$z_t = I_t^{SG} - I_t^{TG} \quad \text{représente la « taille » du déséquilibre.}$$

Une extension de ce modèle à plusieurs secteurs (tradables-non tradables) a été réalisée par S, Van Winbergen<sup>21</sup> qui donne une interprétation de ce modèle permettant de jeter un pont entre celui-ci et les modèles de déséquilibre en économie ouverte. Auparavant, Gunning<sup>22</sup> s'était proposé, sous des hypothèses particulières, de discuter, d'un point de vue théorique, la cohérence de ce modèle lorsque celui-ci est interprété, comme un modèle de déséquilibre.

Le modèle two-gaps a souvent été critiqué pour le caractère ad-hoc de ses hypothèses et notamment pour sa non prise en compte des processus d'ajustement vers l'équilibre ( $I_t^{SG} = I_t^{TG}$ ).

<sup>20</sup> M.Gersovitch (1982).

<sup>21</sup> S, Van Wijnbergen (1986).

<sup>22</sup> Gunning (1982).



Seulement, pour les économistes structuralistes, tenant de ce modèle, et alternativement, les rigidités de la structure productive sont des faits d'observation et ne peuvent, en tout état de cause, être gommées par de simples références à des processus d'ajustement qui, plus est, sont supposés instantanés et donc relevant plus de préoccupations d'existence d'équilibres que de cheminement vers ceux-ci.

Afin d'intégrer ces différentes dimensions dans notre modèle, nous avons retenu une hypothèse intermédiaire, certainement plus réaliste, suivant laquelle des processus d'ajustement sont à l'œuvre dans l'économie mais sont incomplets. Ces ajustements 'lents' seront pris en compte par l'introduction de coûts d'ajustement. Par la présence de ces coûts, nous introduisons une dimension nouvelle dans le modèle même si la dynamique qui en résulte apparaît dans le cas présent comme des plus simples.

En outre, notre équation d'ajustement incorpore un deuxième aspect spécifique: elle sera dérivée d'une fonction de perte quadratique du Plan ayant pour arguments, outre les coûts d'ajustement, la taille du déséquilibre et les capacités de production inutilisées.

Le poids de chacun de ses arguments sera représenté par un coefficient positif  $\mu_i$  ( $i = 1,2,3$ ) et  $\mu_3 = 1$ .

Le programme du Gouvernement sera donc:

$$\text{Min}_{Y_t} \frac{1}{2} \mu_1 (I_t^{SG} - I_t^{TG}) + \mu_3 (Y_t - Y_{t-1})^2 + \mu_2 (Y_t - \bar{Y}_t)^2$$

sous la contrainte  $Y_t \leq \bar{Y}_t$

La présence de coûts d'ajustement incite le Plan à n'adapter que partiellement la production à son niveau optimal. Cette formulation a l'avantage de poser le problème du Plan en termes d'arbitrage entre l'équilibre macroéconomique ( $I_t^{SG} = I_t^{TG}$ ) et la pleine utilisation des capacités de production ( $Y_t = \bar{Y}_t$ ) avec des pondérations qu'il s'agit précisément d'estimer.

Nous retiendrons, dans la suite, l'hypothèse que la production optimale est toujours inférieure à la capacité nominale ( $Y_t < \bar{Y}_t$ ), cette dernière étant évaluée pic à pic. En effet, nous pouvons raisonnablement penser, dans le cas de l'économie algérienne, que cette contrainte n'est pas active; les quelques données sur les taux d'utilisation des capacités (T.U.C) dont on dispose conforte l'hypothèse que les capacités de production installées sont loin d'être pleinement utilisées bien qu'il faille distinguer, à ce niveau, entre capacités théoriques et capacités effectivement mobilisables.

Après résolution, le modèle s'écrit finalement:

$$\left\{ I_t^{SG} = a + b \left( \frac{p_Y}{p_I} Y \right)_t + (I + c) \left( \frac{SC}{p_I} \right)_t + d \left( \frac{FISC}{p_I} \right)_t + \varepsilon_t^1 \quad (5) \right.$$

$$\left\{ I_t^{TG} = \frac{\alpha}{\gamma} - \frac{\beta}{\gamma} Y_t + \frac{I}{\gamma} \left( \frac{SC - T - p_X X}{e p_M^*} \right)_t + \varepsilon_t^2 \quad (6) \right.$$

$$\left\{ I_t = \min ( I_t^{SG} , I_t^{TG} ) \quad (7) \right.$$

$$\left\{ Y_t = \frac{\mu_2}{I + \mu_2} Y_{t-1} - \frac{\mu_1}{I + \mu_2} \left[ b \left( \frac{p_Y}{p_I} \right)_t + \frac{\beta}{\gamma} \right] (I_t^{SG} - I_t^{TG}) + \frac{I}{I + \mu_2} \bar{Y}_t + \varepsilon_t^3 \quad (8) \right.$$

Le Plan observe  $Y_{t-1}$ ,  $\bar{Y}_t$  et  $I_{t-1}$  et détermine conjointement  $Y_t$ ,  $I^{SG}$  et  $I^{TG}$ .

## 2b) Le Problème des valeurs initiales : Une approximation CES :

Nous estimerons le modèle par la méthode du maximum de vraisemblance. Cependant, et préalablement à l'estimation, il est utile de disposer de conditions initiales voisines de la solution afin d'assurer une convergence rapide de l'algorithme. Pour cela, et en plus des résultats intrinsèques à cette démarche, nous estimerons, tout d'abord, le modèle constitué par les équations (5), (6) et (7) en modifiant sa spécification stochastique afin d'utiliser une approximation C.E.S. En posant:

$$\varepsilon_t^1 = \varepsilon_t^2 = \varepsilon_t$$

ce modèle simplifié, se réécrit:

$$\left\{ \begin{array}{l} I_t^{SG} = \overset{\circ}{I}_t^{SG} + \varepsilon_t \\ I_t^{TG} = \overset{\circ}{I}_t^{TG} + \varepsilon_t \\ I_t = \min \left( I_t^{SG}, I_t^{TG} \right) = \min \left( \overset{\circ}{I}_t^{SG}, \overset{\circ}{I}_t^{TG} \right) + \varepsilon_t \end{array} \right.$$

où  $\overset{\circ}{I}_t^{SG}$  et  $\overset{\circ}{I}_t^{TG}$  représentent la partie déterministe de ces variables.

Nous avons alors estimé par les moindres carrés non linéaires l'approximation:

$$I_t = \left[ \left( \overset{\circ}{I}_t^{SG} \right)^\rho + \left( \overset{\circ}{I}_t^{TG} \right)^\rho \right]^{1/\rho} + \varepsilon_t$$

en fixant  $abs(\rho)$  à une valeur suffisamment grande ( $\rho$  égal à -90) pour que l'approximation 'min' par une C.E.S soit acceptable.

Les résultats obtenus sont les suivants:

$$I_t = \min \left( \begin{array}{l} 0.21 \left( \frac{P_Y}{P_I} RND \right)_t + 1.08 \left( \frac{SC}{P_I} \right)_t + 0.43 \left( \frac{X}{P_I} \right) + 1.06 t \quad ; \\ \left( \begin{array}{l} 0.27 GDP_t + 1.60 IMP_t - 2.58 t \end{array} \right) \end{array} \right)$$

$\left( \begin{array}{l} (5.6) \\ (9.0) \\ (5.3) \\ (1.5) \\ (3.3) \\ (5.1) \\ (-3.7) \end{array} \right)$

Cette méthode, à l'inverse d'une équation mixte, donne une interprétation dichotomique de l'activité économique en déterminant la répartition temporelle des régimes de façon certaine avec une transition discontinue entre les régimes.

Ceux-ci se répartissent comme suit:

<b>Contrainte d'épargne intérieure</b> ( Regime Saving-gap)	<b>Contrainte de capitaux externes</b> ( Regime trading-gap)
1966 à 1971	1972
1973 à 1985	1986 à 1989

Ainsi, après une longue période de contrainte d'épargne interne s'étalant de 1966 à 1971 et de 1973 à 1985<sup>23</sup>, l'économie bascule en 1986 dans un régime de contrainte externe. Ce modèle simplifié donne déjà une interprétation réaliste de l'histoire économique récente de l'Algérie.

## 2c) Estimation du modèle général pour l'économie algérienne :

Il s'agit maintenant d'utiliser ces résultats comme valeurs initiales pour estimer le modèle complet. La procédure d'estimation que nous avons utilisée est la maximisation de la vraisemblance du modèle par rapport aux 12 paramètres du modèle:

$$a, b, c, d, \alpha, \beta, \gamma, \mu_1, \mu_2, \mu_3, \sigma_1, \sigma_2, \sigma_3$$

<sup>23</sup> Il faut cependant noter que l'écart entre l'investissement simulé sous la contrainte interne  $I_{sg}$  et celui sous la contrainte externe  $I_{tg}$  est plutôt faible de 1967 à 1971 (l'économie évoluant au voisinage de son équilibre) et ne devient important qu'à partir de 1973.

La condition de cohérence est vérifiée de façon triviale puisque la variable  $I$  n'apparaît pas dans l'équation d'ajustement. Le calcul de la vraisemblance est ardu mais ne présente pas de difficultés particulières ;aussi n'est-il pas reproduit dans le texte. Il y a lieu, cependant, de noter le problème suivant: lorsqu'on tient explicitement compte de la contrainte  $Y < \bar{Y}$ , la résolution du modèle donne (en utilisant les conditions de KUHN-TUCKER qui sont suffisantes dans ce cas, le critère étant quadratique):

$$Y = \begin{cases} \overset{*}{Y}_t & \text{si } \overset{*}{Y}_t < \bar{Y} \\ \bar{Y}_t & \text{si } \overset{*}{Y}_t > \bar{Y} \end{cases}$$

$$\text{où } \overset{*}{Y}_t = \frac{\mu_2}{1+\mu} Y_{t-1} - \frac{\mu_1}{1+\mu} (I_t^{\text{SG}} - I_t^{\text{TG}}) + \frac{1}{1+\mu} \bar{Y}_t + \varepsilon_t^3$$

$Y_t$  est donc généré par un modèle Tobit où  $\bar{Y}_t$  est observable mais où  $\overset{*}{Y}_t$  ne l'est que lorsque la production ne bute pas sur les ressources disponibles. En dehors de ce cas, le processus d'ajustement est inobservable. Il est, de ce fait, nécessaire de modifier l'écriture de la vraisemblance pour tenir compte de cette spécification de l'équation d'ajustement où la densité est continue pour certaines valeurs de  $Y$  et où une valeur ( $Y_t = \bar{Y}_t$ ) possède une probabilité discrète. Deux remarques peuvent alors être formulées:

Si on considère le modèle M1 où la contrainte  $Y_t \leq \bar{Y}_t$  est inactive sur toutes les périodes:

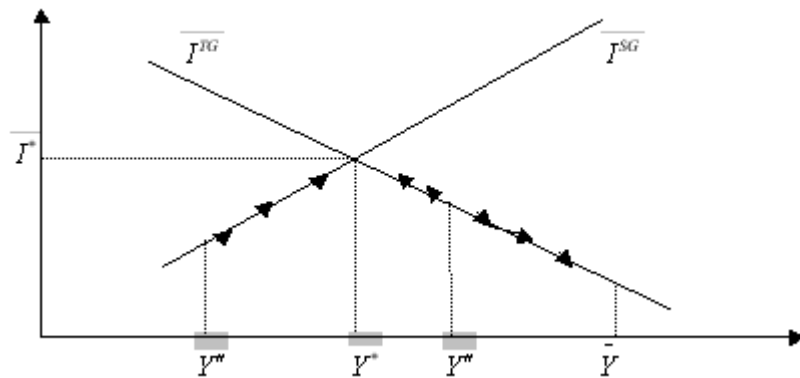
$$(M1) \quad \left\{ \begin{array}{l} I_t^{\text{SG}} = \overset{\circ}{I}_t^{\text{SG}} + \varepsilon_t^1 \\ I_t^{\text{TG}} = \overset{\circ}{I}_t^{\text{TG}} + \varepsilon_t^1 \\ I_t = \min \left( I_t^{\text{SG}}, I_t^{\text{TG}} \right) \\ Y_t = \overset{*}{Y}_t \end{array} \right.$$

et le modèle M2 où cette contrainte est active en permanence:

$$(M2) \quad \left\{ \begin{array}{l} I_t^{\text{SG}} = \overset{\circ}{I}_t^{\text{SG}} + \varepsilon_t^1 \\ I_t^{\text{TG}} = \overset{\circ}{I}_t^{\text{TG}} + \varepsilon_t^1 \\ I_t = \min \left( I_t^{\text{SG}}, I_t^{\text{TG}} \right) \\ Y_t = \bar{Y}_t + \varepsilon_t^3 \end{array} \right.$$

alors , quand  $\mu_2 \rightarrow +\infty$  , la vraisemblance du modèle  $M1$  tend, par continuité, vers celle du modèle  $M2$ . Ainsi, lorsque  $\mu_2$  est très grand, l'arbitrage se fait en faveur de l'utilisation maximale des ressources et l'estimation des paramètres est celle donnée par le maximum de vraisemblance de  $M2$ .

Par contre, quand  $\mu_1 \rightarrow +\infty$  , la vraisemblance du modèle  $M1$  devrait tendre vers celle d'un modèle d'équilibre:



Il est évident qu'en T.G, l'économie ne peut pas être contrainte par les capacités de production disponibles et  $Y_t^*$  est toujours observable. Seulement, la procédure particulière d'évaluation de  $Y_t$  (raccordement des sommets pic à pic) peut faire apparaître, même en régime de contrainte externe, des points où  $(Y_t = \bar{Y}_t)$  laissant ainsi penser que cette contrainte serait active. De la sorte, le régime S.G serait surestimé. Pour corriger ce biais, nous avons alors réécrit l'équation d'ajustement de sorte que:

$$(M3) \quad \left| \begin{array}{ll} \text{si } I_t^{SG} > I_t^{TG} & \text{alors } Y_t^* = Y_t \\ \text{si } I_t^{SG} < I_t^{TG} & \text{alors } Y_t = \begin{cases} Y_t^* & \text{si } Y_t^* < \bar{Y}_t \\ \bar{Y}_t & \text{si } Y_t^* > \bar{Y}_t \end{cases} \end{array} \right.$$

Les fonctions de vraisemblance ont été écrites en langage GAUSS et maximisée à l'aide de ce logiciel .

Lorsqu'on suppose la contrainte  $(Y_t < \bar{Y}_t)$  non saturée en permanence et qu'on estime le modèle (M1) on obtient les résultats suivants:

$$\hat{I}^{SG} = 0.24 \left( \frac{p_Y}{p_I} RND \right)_t + 1.04 \left( \frac{SC}{p_I} \right)_t + 0.39 \left( \frac{X}{p_I} \right)_t + 0.14 t$$

(3.0) (8.7) (4.9) (0.18)

$$\hat{I}^{TG} = 0.29 GDP + 1.43 IMP - 2.67 t$$

(3.0) (4.8) (-3.1)

$$\hat{\mu}_1 = 0.75 \quad \hat{\mu}_2 = 1.51 \quad \hat{\mu}_3 = 1$$

(0.16) (2.2)

$$\hat{\sigma}_1 = 3.27 \quad \hat{\sigma}_2 = 2.13 \quad \hat{\sigma}_3 = 6.22$$

(3.7) (2.5) (4.7)

$$- \text{Log}L = 74.9$$

### Méthode d'estimation : Maximum de vraisemblance

#### Période d'estimation 1970-1995

Source des données: Banque Mondiale - World Tables 1997.

Les coefficients sont, en général, significatifs hormis celui de la variable "trend" ou celui,  $\mu_1$ , représentant les préférences du Plan. En outre, ils possèdent, en général, le signe attendu exception faite du coefficient du Produit Intérieur Brut (GDP) dans la deuxième équation qui implique, à priori, une valeur de  $\gamma$  négative.

A ce niveau, il importe, néanmoins, de remarquer que ce coefficient relie l'évolution du GDP à l'investissement *détrendé* et que le trend, en régime de contrainte externe, est fortement décroissant. De la sorte, et pour un volume donné d'importations, une évolution croissante du GDP peut tout aussi bien, dans ce régime, être associée, comme attendu, à une diminution du niveau courant de l'investissement lorsque l'économie est contrainte par la disponibilité des devises.

Remarquons également que le coefficient des exportations, en Saving Gap, est élevé (0.39). Ceci montre indubitablement l'importance de l'épargne publique comme source *différentielle* de financement des investissements. En effet, ces exportations sont, essentiellement, constituées d'hydrocarbures et forment une part importante des recettes fiscales de l'Etat.

Enfin, le coefficient du solde courant implique une valeur non attendue de  $c$  positive ( $1 + c = 1.04$ ). Néanmoins, compte-tenu de son écart-type, cette valeur n'est pas significativement différente de 0. De la sorte, un surcroît de financement externe, bien que susceptible théoriquement « d'entraîner » une plus grande disponibilité des biens de consommation, n'a pas d'impact significatif sur la consommation des ménages en Algérie et, corrélativement sur leur épargne.

En considérant la deuxième variante de l'équation d'ajustement écrite ci-dessus (modèle *M3*) nous obtenons:

$$\hat{I}^{SG} = 0.17 \left( \frac{P_Y}{P_I} RND \right) + 0.86 \left( \frac{SC}{P_I} \right) + 0.39 \left( \frac{X}{P_I} \right) + 2.06 t$$

(3.01) (7.26) (3.66) (2.11)

$$\hat{I}^{TG} = -0.29 GDP + 1.97 IMP + 1.06 t$$

(-0.32) (7.28) (1.02)

$$\hat{\mu}_1 = 0.84 \quad \hat{\mu}_2 = 1.12 \quad \hat{\mu}_3 = 1$$

(0.4) (1.58)

$$\hat{\sigma}_1 = 2.82 \quad \hat{\sigma}_2 = 2.33 \quad \hat{\sigma}_3 = 6.30$$

(3.98) (2.0) (3.7)

$$-LogL = 48.05$$

**Méthode d'estimation : maximum de vraisemblance**

**Période d'estimation 1966-1989. Source des données: ONS (Diverses années) et Banque Mondiale (1997).**

Bien que la vraisemblance du modèle *M3* (variante 2) soit plus élevée (-48.05) que celle du modèle *M1*, la qualité de l'estimation du Trade-Gap se dégrade. Les coefficients, bien que possédant les signes attendus, sont comparativement moins significatifs (ceux relatifs au trend et au G.D.P étant non significatifs au seuil de 5%). Nous constatons également que les coefficients  $\mu_1$  et  $\mu_2$  représentant les préférences du Plan ne sont pas robustes à la variante adoptée. Ainsi,  $\mu_2$  diminue sensiblement par rapport à *M1* tout en étant, cependant, faiblement significatif.

## 2d) La répartition temporelle des régimes de croissance de l'économie algérienne :

Nous avons simulé le modèle *M1* à l'intérieur de deux périodes d'estimation (1966 - 1989 puis 1970-1995). Cette simulation a été réalisée de la façon suivante :

Le modèle *M1* s'écrit sous sa forme réduite:

$$\left( I_t^{SG}, I_t^{SG}, Y \right)' = A^{-1} B \left( t, SC, X, M, GDP(-1), \bar{Y} \right)' + A \left( \varepsilon_1, \varepsilon_2, \varepsilon_3 \right)$$

A et B sont des matrices de format (3, 3) et (3, 6) respectivement.

Les éléments de A et B ont été remplacés par leur valeurs estimées et les perturbations obtenues par tirage de la loi normale  $N(0, \hat{\sigma}_i)$   $i=1,2,3$ .

Sur la base de 100 répliques, nous avons déterminé :

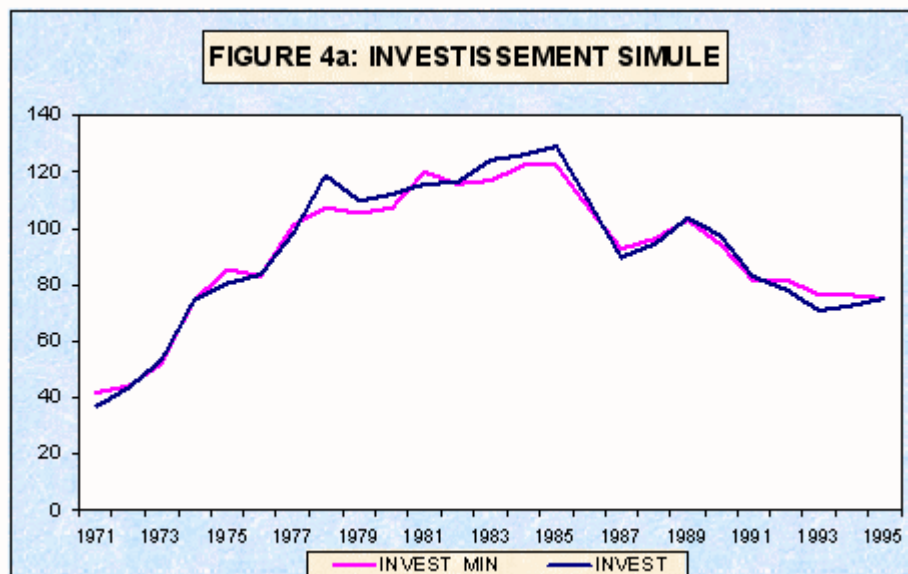
la valeur simulée des endogènes comme moyenne arithmétique des 100 réalisations.

La probabilité des régimes d'investissement comme fréquence d'apparition de ces régimes durant les 100 simulations.

La production et l'investissement simulés sont reportés sur le graphe (4). Nous constatons que le modèle reproduit convenablement les fluctuations de l'investissement sur la figure 4a hormis sur la période 1978-1981. La figure 4b reproduit la simulation dynamique du produit intérieur brut  $Y$ .

Le tableau 3 présente la probabilité des régimes d'investissement. L'hétérogénéité des données et leur réévaluation périodique sur des périodes tronquées nous a conduit, afin d'avoir une période d'analyse suffisamment longue, à procéder à l'estimation du modèle M1 sur deux périodes différentes: la première s'étale entre les dates 1967 et 1989 avec des observations issues des données de l'ONS et de la Banque Mondiale (1993) tandis que la seconde couvre la période 1970-1995 sur la base des données de la Banque Mondiale(1997).

L'inconvénient d'une telle procédure est évidemment un raccordement imparfait des résultats. Les probabilités relatives aux années 1967-1972 sont issues de la première estimation.





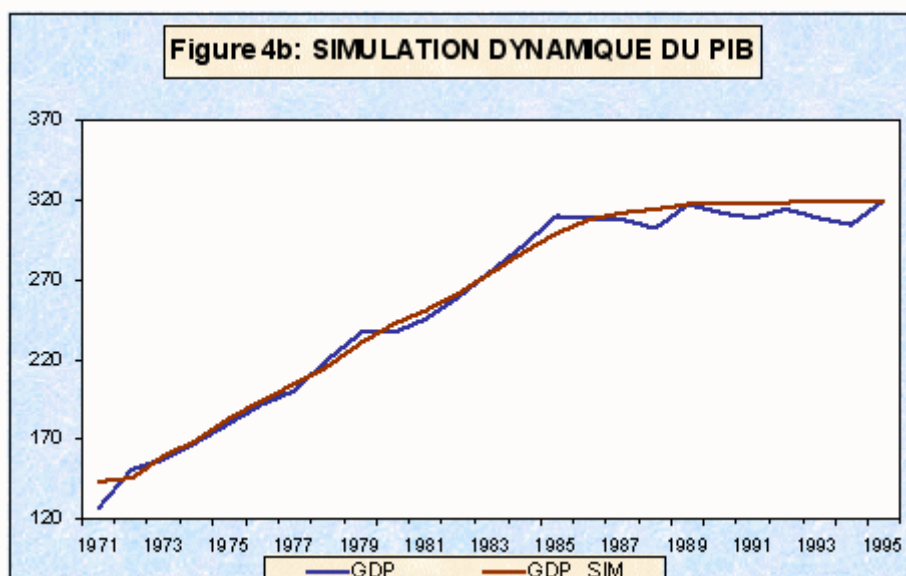
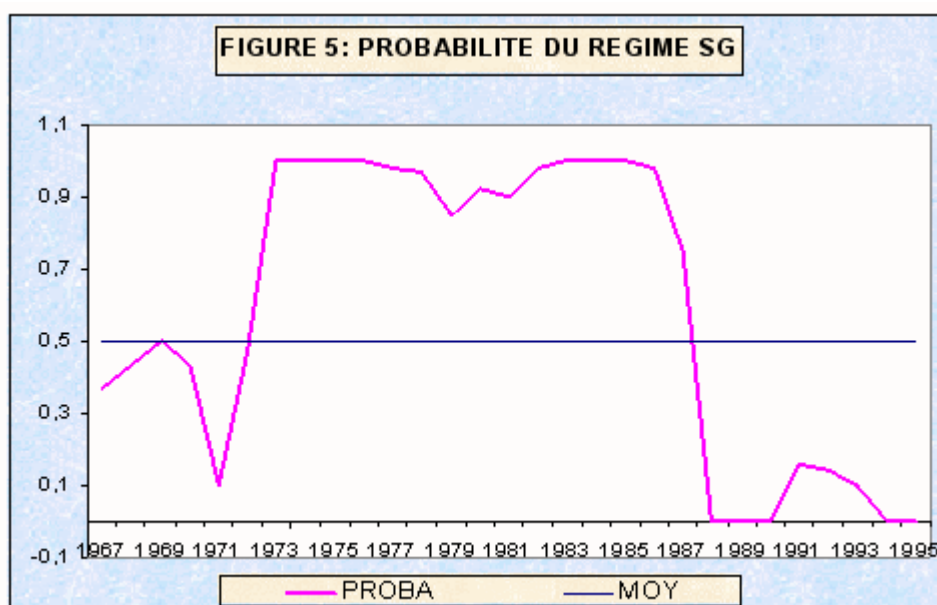


TABLEAU 1 : PROBABILITE DES REGIMES

Date	Contrainte Interne	Contrainte Externe	Date	Contrainte Interne	Contrainte Externe
1967	0.37	0.63	1982*	0.98	0.02
1968	0.43	0.57	1983*	1.00	0.00
1969	0.50	0.50	1984*	1.00	0.00
1970	0.43	0.57	1985*	1.00	0.00
1971	0.10	0.90	1986*	0.98	0.02
1972	0.47	0.53	1987*	0.75	0.25
1973*	1.00	0.00	1988	0.00	1.00
1974*	1.00	0.00	1989	0.00	1.00
1975*	1.00	0.00	1990	0.00	1.00
1976*	1.00	0.00	1991	0.16	0.84
1977*	0.98	0.02	1992	0.14	0.86
1978*	0.97	0.03	1993	0.10	0.90
1979*	0.85	0.15	1994	0.00	1.00
1980*	0.92	0.08	1995	0.00	1.00
1981*	0.90	0.10			

(\*) : Régime de contrainte externe dominant

Jusqu'en 1970, l'Algérie a, ainsi, connu un régime de croissance équilibrée. A partir du premier choc pétrolier où le prix du pétrole a été démultiplié, l'économie s'installe durablement, de 1973 à 1985, dans un régime de Saving-Gap, la contrainte externe n'étant plus active du fait du boom des exportations d'hydrocarbures. L'économie réagit alors relativement peu à un accroissement de la disponibilité de devises (si ce n'est du fait de la propension relativement élevée de l'Etat à investir les revenus provenant des exportations d'hydrocarbures). Après le contre-choc de 1986 et l'effondrement du prix du pétrole, l'économie bascule violemment dans un régime de contrainte externe (figure 5). La répartition temporelle des régimes est, ainsi, rythmée par les chocs et contre-chocs pétroliers et leur probabilité, établit de façon précise le niveau de dépendance, à partir de 1973, de cette économie de la rente pétrolière et son absence quasi-totale de flexibilité.



Si nous mesurons la taille du déséquilibre par l'écart entre la probabilité des deux régimes, le déséquilibre durant les premières années de la période d'estimation est plutôt faible, l'économie évoluant approximativement au voisinage de l'équilibre. La succession des chocs pétroliers a un effet remarquable: elle entraîne, à partir de 1973, un fonctionnement dichotomique de l'économie, une sorte de dynamique en yoyo, les régimes de croissance étant déterminés de façon quasi-certaine et leur transition discontinue. Si nous retenons l'interprétation de Gourieroux, selon laquelle la probabilité d'un régime peut représenter la proportion des entreprises se trouvant dans ce régime, ce fonctionnement dichotomique signifierait alors que l'ensemble des secteurs de l'économie se trouvent dans un même régime de croissance.

## SECTION 3: CONSEQUENCES D'UN CHOC PETROLIER ET REGIMES DE CROISSANCE :

Nous nous proposons, dans cette section, d'analyser les conséquences d'une variation du niveau de la rente pétrolière sur l'évolution de l'économie algérienne ; le solde des opérations courantes ainsi que les transferts étant maintenus à leur niveau d'avant le choc.

Une augmentation de la valeur des exportations aura alors deux conséquences:

Elle accroîtra l'épargne interne en contribuant à augmenter les revenus de l'Etat-entrepreneur dont la propension différentielle à investir est élevée.

Elle contribuera surtout à accroître les importations réalisables tout en maintenant une balance courante, par construction, inchangée.

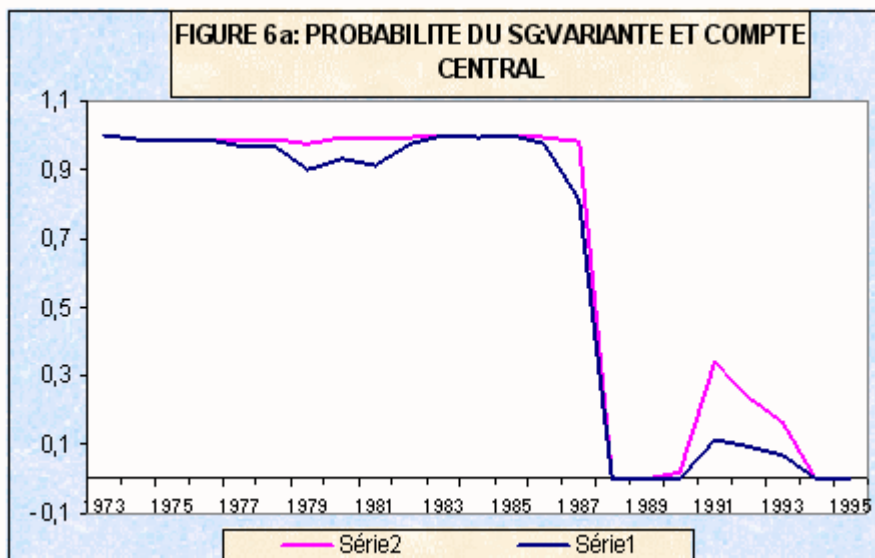
On s'attend, donc, ce qu'un tel choc relâche la contrainte externe en accroissant la probabilité du régime de contrainte interne. Néanmoins, cette prédiction peut être mise en défaut lorsque l'évolution des termes de l'échange entraîne parallèlement un renchérissement important des importations pouvant alors conduire à une dynamique de l'économie hétérodoxe.

Avant de chiffrer ces effets, il serait utile, à ce niveau, de souligner une difficulté dans le traitement économétrique du modèle. En réalité, l'investissement, en accroissant, à la suite du choc, le stock de capital, accroît les capacités de production  $\bar{Y}$ . La non prise en compte de cette causalité de l'investissement vers  $\bar{Y}$  n'est pas cruciale dans les spécifications usuelles où on suppose que les capacités ne sont pas pleinement utilisées ( $Y < \bar{Y}$ ). Néanmoins, notre modèle se distingue de celles-ci par l'introduction de l'équation d'ajustement (8) reliant notamment la production effective  $Y$  aux capacités installées. De la sorte, la non prise en compte de la relation entre l'investissement et  $\bar{Y}$  introduit un biais de simultanéité d'une spécification incomplète du modèle.

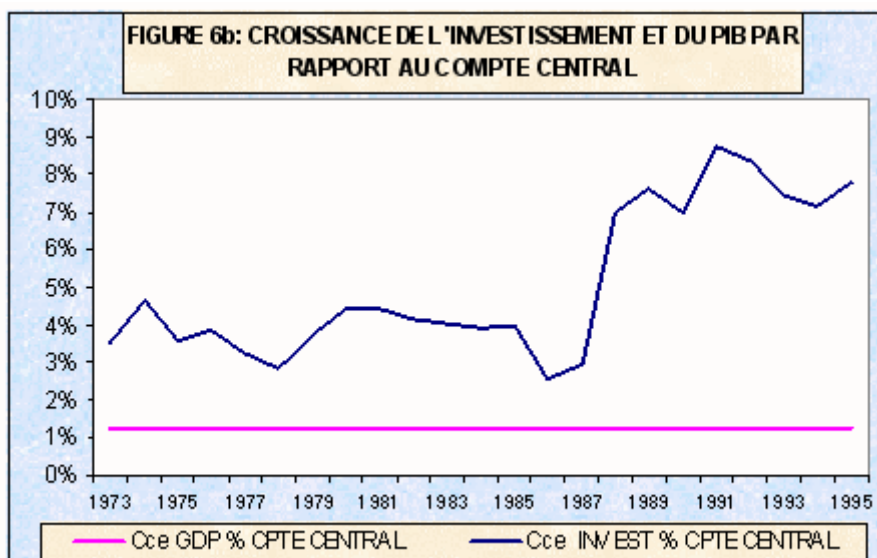
Seulement, du fait de l'inexistence d'évaluation systématique pour l'économie algérienne des taux d'utilisation des capacités de production et l'inobservabilité de cette production potentielle (rappelons que nous avons évalué celle-ci, de façon frustrée, par raccordement des sommets), il nous a semblé peu rigoureux d'introduire une équation supplémentaire endogénéisant la production potentielle de l'économie. En contrepartie, nous avons supposé que la production augmentait de 2% de sorte que le choc considéré serait une augmentation simultanée de 10% des exportations et de 2% de la production potentielle.

Une augmentation de 10% des recettes pétrolières ne bouleverserait pas la structure de l'économie algérienne. Ceci montre la profondeur du déséquilibre de cette économie.

Comme attendu, la contrainte externe devient plus lâche, mais ceci ne modifie pas, outre mesure, la succession temporelle des régimes de croissance (cf. figure 6-a).



Ainsi, l'économie connaîtrait toujours, sans équivoque, une contrainte interne jusqu'en 1987. A partir de cette date, la chute du prix des hydrocarbures aura pour effet, là encore, d'entraîner une pénurie de devises durant les deux années 1988- 1990 avec, cependant, une moindre ampleur de la taille du déséquilibre. C'est, durant ces années où la contrainte externe est active, que le relèvement simulé de la rente a le plus d'effet, l'investissement connaissant alors un bond spectaculaire, passant, en taux de croissance par rapport au compte de référence, de 2,7% à 8% (cf figure 6-b).



Par contre, durant les années 1991-92-93, le régime de contrainte interne réapparaît avec une probabilité non négligeable, sans toutefois être dominant, et le taux de croissance de l'investissement se stabilise relativement. En 1991, plus de la moitié des secteurs serait contraints par l'épargne interne. Ce pourcentage diminuerait les années suivantes en passant successivement à 25% puis à 15% respectivement.

Après 1994, l'ensemble des secteurs basculeraient de nouveau dans une situation de contrainte externe.

Ainsi, un choc favorable, sous forme d'une augmentation de 10% des exportations, ne bouleverse pas, outre mesure, la structure temporelle des régimes. En particulier, il n'aurait pas évité à l'économie algérienne, après l'effondrement des prix des hydrocarbures, de connaître un régime de contrainte externe à partir de 1987. Cette simulation montre donc que le déséquilibre semble avoir été beaucoup plus 'structurel' que simplement lié à la disponibilité des devises ce qui, de ce point de vue, conforte la thèse de l'ajustement structurel comme préalable à une croissance équilibrée.

## **C O N C L U S I O N :**

Nous avons, dans ce chapitre, examiné une typologie des contraintes qui limitent la croissance des économies en développement en situation de rationnement de crédit externe. Dans le contexte adopté, nous avons donné un contenu précis à la notion de contrainte externe par opposition à un état de l'économie contraint par l'épargne interne disponible. Nous avons également proposé une répartition temporelle de ces régimes pour l'économie algérienne en estimant leur probabilité respective.

Le cadre d'analyse adopté était celui des modèles two-gaps. Seulement, pour dépasser une perspective strictement structuraliste, nous avons rattaché ces modèles aux approches en termes de déséquilibre et avons, de plus, "augmenté" ces modèles en introduisant une équation d'ajustement décrivant l'arbitrage entre un fonctionnement équilibré de l'économie et la pleine utilisation des capacités de production. Cette modélisation donne une image raisonnable de l'évolution récente de l'économie algérienne et la simulation d'un choc favorable permanent sur les exportations que nous avons présentée a mis en relief les rigidités de la structure productive de cette économie.

Une limite majeure de cette approche provient du fait que les emprunts externes apparaissent comme une variable exogène du modèle. Ainsi, si, initialement, le solde courant était nul, les importations ne réagiraient, en impact, à un choc sur les exportations que pour restaurer l'équilibre

de la balance courante. Les emprunts externes ne peuvent donc être considérés comme exogènes et un cadre de modélisation adéquat devrait pouvoir expliquer leur dynamique.

En conséquence de l'exogenéité des emprunts externes, cette approche ne permet pas de dériver une définition adéquate de la notion de solvabilité, et par conséquent, d'établir les conditions sous lesquelles une économie peut être considérée en situation d'équilibre externe. Or les problèmes de surendettement et, éventuellement, d'insolvabilité sont au cœur des contraintes externes que subissent les pays en développement.

Il convient alors de situer l'analyse dans une perspective inter-temporelle, seule à même d'appréhender correctement ces questions. Le chapitre suivant tentera d'élaborer progressivement ce cadre d'analyse.

## **ANNEXE : PROGRAMME INFORMATIQUE DE LA PROCEDURE D'ESTIMATION PAR LE FILTRE DE KALMAN EN LANGAGE GAUSS**

```
loadmgaps971;
output file=2gaps971.out;
dataset="\gauss\gaps971.fmt";
let algrithm=bhhh;

proc ofn(x) ;
local vof,a,invest,c, rnd, sc,export, gdpfp,imp, gdpfpml, capml,
    gdp,piy,zz,ey,he,sf,sigma2,q,p,z.,t,k,p1,al,py,f,sqeyr,
    cap,capg,pa,pp,logl,trend,zzz,b,l,g,x,j,
    at,pt,p1p1,as,ps,pconca,aconca,plconca,petoile,
    i,v,investk,delta,zk,piv,n;
    piv = gaps971[.,7]/gaps971[.,6];
    rnd = ( gaps971[.,4]/10^9)/piv;
    sc = gaps971[.,10]/10^9)/(piv);
    export = (gaps971[.,1]/10^9)/piv;
```

```

@CHARGEMENT DE ZZ@
k=4;n=26;
c=ones(n,1);trend=seqa(1,1,n);
zz=rnd~sc~export~trend;
let ey[1,1]=0.;
let he[1,1]=1.;
let sf[1,1]=0.;
let sigma2[1,1]=0.;
q=zeros(K,K);
q[1,1]=x[1,1];      @Le coefficient à estimer est l'élément ler@
@INITIALISATION DU FILTRE (METHODE DE HARVEY (1981) @
t=2;
zk=zz[1,1];
investk=(gaps971[1,6]./10^9);
do while t <= K;
    zk=zk | zz[t,1];
    investk=investk | (gaps971[t,6]./10^9);
    t=t+1;
endo;
@CONSTRUCTION DE LA MATRICE V@
i=1 ; v=zeros(k,k);
do while i <= k;
    j=1;
    do while j <= k;
        if j == i;
            delta=1.0;
        else;
            delta = 0;
        endif;
    end;
    i=i+1;
end;

```

```

        v[i,j]=min(N-i,N-j)*zz[i,]*Q*zz[j,]+'+delta;
        j=j+1;
    endo;
    i=i+1;
endo;
@DETREMINATION DES VALEURS INITIALES DE A ET P@
a=inv(zk)*investk;
p=inv (zk'*inv (v) *zk)
@PREVISION DE AI=A(t/t-1) et P1=P(t/t-1) CONNAISSANT A(t-1) et P(t-1)@
t=K+I;
do while t <=N;
    z=zz[t,];
    a1=a;
    p1=p+q;
    PY=Z*A1;
    F=(Z*P1*Z')+HE;
    @MISE A JOUR DE LA PREVISION DE A(t) ET P(t) SACHANT A1 P1 et y(t)@
    ey[l,ll]=(gaps971[t,6]/10^9)-py[1,1];
    sqeyr=(ey^2)/(f*(n-k);
    pa=a1+((p1*z'*ey)/f);
    pp=p1-((p1*z'*z*p1)/f);
    a=pa;
    p=pp ;
    if t==K+1;p1conca=p1;endif;
    if t >=K+2;p1conca=p1conca~p1; endif;
    if t==K+I;pconca=p; aconca=a; endif;
    if t >=K+2;pconca=pconca~p;aconca=aconca~a;endif;
    @CALCUL DE LA VRAISSEMBLANCE@
    if t > k;

```



```

        sf=sf+ln(f);
        sigma2=sigma2+sqeyr;
    endif;
    t=t+1;
endo;
vof=-(-ln(sigma2) - (1/ (n-k)*sf);  x[1,1]-vof;
@ S M O O T H I N G-----@
as=a,
ps=p;
t=n-1;
do while t >=k+1;
    i=2;
    p1p1=p1conca[. , K*(t-K)+1] ;
    do while i<=k;
p1p1=p1p1-p1conca[. , K* (t-K)+1];
    endo,
        at = (aconca [ . , t-K] );
        i=k;
        pt=pconca[. ,k*(t-K)-(k-1) ] ;
        do while i>=2;
            pt=pt~pconca[. ,k*(t-K) - (i-2) ]
            i=i-1;
        endo ;
        petoile=pt * inv (p1p1);
        as=at+petoile * (as-at);
ps=pt+petoile*(ps-p1p1) * (petoile)';
    t=t-1;
endo;
retp(vof);

```

endp;