



HAL
open science

Modélisation du comportement d'embauche sur un échantillon d'entreprises tunisiennes

Rim Ben-Ayed

► **To cite this version:**

Rim Ben-Ayed. Modélisation du comportement d'embauche sur un échantillon d'entreprises tunisiennes. [Rapport de recherche] Institut de mathématiques économiques (IME). 1993, 39 p., ref. bib. : 3 p. 1/2. hal-01539096

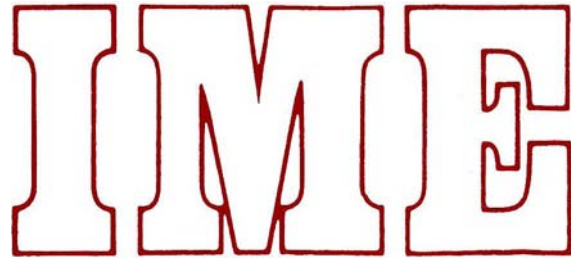
HAL Id: hal-01539096

<https://hal.science/hal-01539096>

Submitted on 14 Jun 2017

HAL is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.



INSTITUT DE MATHÉMATIQUES ÉCONOMIQUES

LATEC C.N.R.S. URA 342

DOCUMENT de TRAVAIL



UNIVERSITE DE BOURGOGNE

FACULTE DE SCIENCE ÉCONOMIQUE ET DE GESTION

4, boulevard Gabriel - 21000 DIJON - Tél. 80 39 54 30 - Fax 80 39 56 48

ISSN : 0292-2002

n° 9302

MODELISATION DU COMPORTEMENT D'EMBAUCHE
SUR UN ECHANTILLON D'ENTREPRISES TUNISIENNES

Rim BEN-AYED *

juin 1993

** Université de Bourgogne - Faculté de Science économique et de Gestion
LATEC (URA 342 CNRS)
et
Université de Tunis - Faculté de Science économique et de Gestion*

**Modélisation du comportement d'embauche sur
un échantillon d'entreprises tunisiennes**

Résumé

L'objet de ce papier est l'étude à un niveau microéconomique du comportement d'embauche de l'entrepreneur tunisien. Le choix de l'input travail dans la firme est formulé comme étant un problème de décision classique dans lequel l'objectif de l'entrepreneur est de maximiser son profit compte tenu de ses contraintes techniques et des contraintes engendrées par les différents marchés en relation directe avec le marché de travail. On distingue différents régimes de demande de travail, ce qui donne lieu à différentes spécifications. Les estimations de ces spécifications sont faites séparément sur des données d'entreprises industrielles tunisiennes (panel d'entreprises).

Abstract

The purpose of this paper is a modelisation of the demand labor in tunisian industrial firms. The determination of labor input is deduced from a classical decisional problem of profit maximisation under technical constraints and constraints reported from the markets in relation with the labor market. Different specifications of the labor demand model were formulated and estimated on a sample of tunisian industrial firms (on panel data).

Introduction

L'objet de ce travail est l'étude à un niveau micro économique du comportement d'embauche sur un échantillon d'entreprises tunisiennes. Le choix de l'input travail est formulé comme étant un problème de décision classique découlant d'une maximisation du profit de l'entrepreneur compte tenu de ses contraintes techniques et des contraintes générées par les marchés en relation directe avec le marché du travail, particulièrement le marché des biens et le marché du facteur capital. La firme doit tenir compte des contraintes actives dans son problème de décision, ce qui donne lieu à différentes spécifications pour le modèle de demande de travail correspondant aux différentes contraintes; on présentera en détail le cas contraint par les débouchés (Dormont 1983) et le cas contraint par la disponibilité du facteur capital (Mulkay 1983).

Dans une première section on présentera ces spécifications dans un cadre statique, dans une deuxième section on introduira les phénomènes dynamiques, les coûts d'ajustement et les anticipations. L'estimation des différentes spécifications est faite séparément sur données d'entreprises industrielles tunisiennes (secteur textile). Un terme spécifique à chaque entreprise est introduit pour tenir compte de l'hétérogénéité des comportements; les techniques d'estimation d'un modèle dynamique sur données de panel sont présentées dans une troisième section, et les résultats obtenus sur nos données sont résumés et commentés dans une quatrième section.

1 Quelques spécifications théoriques de la demande de travail dans un cadre statique

Le choix de l'input travail est formulé comme étant un problème de décision classique dans lequel l'objectif de la firme est de maximiser son profit en tenant compte des contraintes techniques et de la situation sur les différents marchés en interaction avec le marché du travail, en particulier le marché des biens et le marché du capital. La situation sur ces marchés est déterminante dans le problème de prise de décision de la firme, elle influence à la fois les prix et les quantités et impose des contraintes à l'entreprise. Dans le cas où les conditions du marché des biens imposent le prix de l'output et les prix des facteurs de production, ceux là sont exogènes pour l'entreprise et ne constituent pas des variables de décision.

Le marché des biens est caractérisé par la valeur de l'élasticité de la demande au prix. Lorsqu'elle est infinie l'entreprise peut vendre la quantité produite au prix fixé, le marché ne lui impose aucune contrainte quant à ses décisions physiques c'est à dire qu'il n'y a pas de contraintes de débouchés. Lorsqu'elle est finie, l'entreprise est contrainte dans ses ventes, la décision de vente est exogène à l'entreprise et constitue une contrainte sur ses décisions de production et de demande de facteurs, il s'agit là d'un marché contraint par les débouchés; l'offre de bien de la firme est rationnée par un manque de demande, il s'agit selon la classification développée par Malinvaud (1977) d'un régime de chômage keynésien pour l'économie.

Sur le marché du bien capital, la demande de la firme peut être rationnée par un manque d'offre. Cette contrainte est a priori active dans les pays en voie de développement, dont la Tunisie, où un pourcentage élevé du capital est importé.

D'autres contraintes sur les différents marchés peuvent affecter la demande de travail, ceci dépend du contexte économique. Selon le régime qui prévaut, la firme doit tenir

compte des contraintes actives dans son problème de maximisation du profit, ce qui donne lieu à différentes spécifications pour le modèle de demande de travail. Dans le cas où l'entreprise n'est rationnée ni sur le marché de biens ni sur le marché du capital, on parlera d'une firme en situation de chômage classique (demande notionnelle). On présentera en détail les deux premières spécifications dans les paragraphes suivants, tout en supposant que le marché de travail n'est pas contraint par l'offre de travail .

1-1 Demande effective: cas d'une contrainte de débouchés

Il s'agit là du cas où l'entreprise est contrainte pour son offre de biens (B.Dormont 1983); elle voudrait produire plus parce que ce supplément de production lui serait profitable, mais elle ne pourrait pas trouver des acheteurs pour leur vendre cette production car la demande est insuffisante; les ventes sont rationnées par le niveau de la demande. Dans sa demande de travail elle tiendra compte de cette contrainte et elle limitera ses capacités de production en embauchant moins de personnes. Dans ce cas, le niveau de la production est déterminé par la demande qui est alors exogène; le problème de maximisation du profit est de ce fait équivalent à un problème de minimisation des coûts sous la contrainte technologique, pour un niveau donné de la production \bar{Y} . On applique alors à chaque instant la règle de décision statique suivante:

Minimiser $(cK+wL)$ sous la contrainte $\bar{Y}=f(K,L)$.

En inversant la fonction de production, on obtient une demande de capital: $K = f^{-1}(\bar{Y}, L)$, que l'on introduit dans le problème de minimisation:

$$\text{Min}_L (c f^{-1}(\bar{Y}, L) + wL)$$

Les conditions de premier ordre donnent:

$$\frac{\partial f^{-1}(\bar{Y}, L)}{\partial L} = - \frac{w}{c}$$

d'où l'on tire le niveau désiré du facteur travail dans le régime dit de chômage keynésien:

$$L = L(\bar{Y}, \frac{w}{c})$$

A titre d'illustration et dans le cas d'une fonction de production Cobb-Douglas:

$$K^\beta = \bar{Y} L^{-\alpha} e^{-\gamma t} A^{-1} \Rightarrow K = \frac{1}{\bar{Y}^\beta} L^{\frac{-\alpha}{\beta}} e^{\frac{-t \gamma}{\beta}} \text{cte}; \text{ d'ou alors:}$$

$$\frac{w}{c} = \frac{\alpha}{\beta} \bar{Y}^{-1/\beta} L^{-(\alpha+\beta)/\beta} e^{-t\gamma/\beta} \text{cte ou encore}$$

$$L^{\frac{-\alpha-\beta}{\beta}} = \frac{w}{c} \frac{\beta}{\alpha} \bar{Y}^{-1/\beta} e^{-\gamma t/\beta} \text{cte}$$

à l'optimum:

$$L^* = \left(\frac{w}{c}\right)^{\frac{-\beta}{\alpha+\beta}} \frac{1}{\bar{Y}^{\frac{\alpha+\beta}{\beta}}} e^{\frac{-\gamma t}{\beta}} \text{cte} \text{ et } K^* = \left(\frac{w}{c}\right)^{\frac{\alpha}{\alpha+\beta}} \frac{1}{\bar{Y}^{\frac{\alpha}{\beta}}} e^{\frac{-\gamma t}{\beta}} \text{cte.}$$

En prenant les logarithmes des variables, on aura le modèle (M2) suivant de demande de facteurs:

$$l^* = \frac{1}{\beta} \bar{Y} - \frac{\beta}{\alpha+\beta} \left(\frac{w}{c}\right) - \frac{\gamma}{\beta} t + \text{cte} \text{ et } k^* = \frac{1}{\beta} \bar{Y} + \frac{\alpha}{\alpha+\beta} \left(\frac{w}{c}\right) - \frac{\gamma}{\beta} t + \text{cte}$$

(M2)

dans lequel la demande des facteurs (capital et travail) dépend du niveau fixé de la demande du produit et du coût relatif de ces facteurs conformément au régime keynésien. (Un modèle M1 est obtenu par simple inversion de la fonction de production, il s'agit du cas où à la fois la demande et le facteur capital sont des contraintes exogènes; $l = \frac{1}{\alpha} y - \frac{\beta}{\alpha} k + \text{cte}$ (M1)).

1-2 Demande effective: cas d'une contrainte de capital

L'entreprise peut être rationnée pour sa demande de capital (Mulkey 1983), c'est le cas d'un marché de capital (particulièrement des biens d'équipement) en situation de déséquilibre. Ce marché est généralement en excès de demande pour les pays en voie de développement où une grande part des biens d'équipement est importée, cas de la Tunisie. Cette contrainte au niveau du bien capital peut aussi être le résultat d'un rationnement ou encore d'une contrainte de financement qui peut apparaître sur le marché du crédit, ce qui est effectif pour les entreprises tunisiennes surtout les petites et moyennes. Dans cette situation, l'entrepreneur maximise son profit étant donné un niveau exogène du stock de capital, $K = \bar{K}$:

$$\text{Max } \Pi = p Y - w L - c \bar{K} \quad \text{avec} \quad Y = f(L, \bar{K})$$

L

La condition de premier ordre est:

$$\frac{\partial f}{\partial L} = \frac{w}{p}$$

d'où l'on tire le niveau désiré du facteur travail dans ce régime, $L = L (w/p, \bar{K})$. Celui-ci est une fonction décroissante du coût salarial réel, mais croissante du niveau de la contrainte de capital. En effet, pour des coûts fixés, si l'offre de capital augmente, la production sera moins contrainte et pourra alors augmenter entraînant un accroissement de la demande de travail. Dans le cas d'une fonction de production Cobb-Douglas, on obtient l'équation de demande de travail suivante (M3):

$$L = \left(\frac{w}{p}\right)^{\frac{1}{\alpha-1}} K^{\frac{-\beta}{\alpha-1}} e^{\frac{-\gamma t}{\alpha-1}} \text{cte}$$

ou encore en logarithmes,

$$\ln L = \frac{1}{\alpha-1} \ln \left(\frac{w}{p}\right) + \frac{\beta}{1-\alpha} \ln \bar{K} - \frac{\gamma}{\alpha-1} t \quad (\text{M3})$$

D'autres contraintes sur les différents marchés peuvent être actives et par un effet de report donnent lieu à d'autres

régimes de la demande de travail, ceci dépend du contexte économique considéré.

Nous venons de considérer des modèles statiques qui fournissent des solutions d'équilibre de long-terme. Les équations sont composées de variables toutes datées à la même période, il n'y a pas de lien avec le passé ou le futur. La théorie statique pourrait être soutenue en économie si la cause et l'effet étaient instantanés; ce n'est généralement pas le cas, les ajustements nécessaires à l'équilibre demandent du temps d'où la nécessité d'une approche dynamique.

2- Modèle dynamique

Dans les modèles dynamiques une équation au moins comporte des variables se rapportant à des moments différents. Ces modèles tiennent compte des processus d'ajustement afin de combler l'écart entre la situation réelle et la situation d'équilibre, et aussi du phénomène d'anticipation.

Les hypothèses de base du modèle sont identiques à celles du cas statique. Nous avons posé jusqu'ici le problème de maximisation du profit de l'entrepreneur à un instant donné t ; en considérant le problème sous un angle dynamique, l'entrepreneur ne considère plus le profit d'une seule période mais une série de profits dans le temps. Il s'agira pour lui de choisir un certain plan de production pour les périodes ultérieures. Il existe néanmoins un certain nombre de plans possibles qui, du point de vue technique, sont acceptables; à chacun de ces plans correspondra une série de profits. Nous avons besoin alors d'un critère pour comparer deux séries de profits; l'expression fondamentale de ce critère s'énonce en termes de valeur actualisée des profits. L'objectif de l'entrepreneur est de maximiser, par rapport aux variables de décision, la valeur actuelle des profits étant donné la contrainte technologique et les contraintes effectives sur les autres marchés.

2-1 coûts d'ajustement et anticipation

En réalité, l'emploi dans une firme ne s'ajuste pas instantanément à son niveau d'équilibre optimal car cet ajustement occasionne des coûts supplémentaires appelés coûts d'ajustement, principalement des coûts d'embauche et de licenciement tels qu'ils sont présentés par de nombreux auteurs, en particulier Oi(1962), S.J.NICKELL(1986), LEBAN.R(1988). En effet certains départs, comme le licenciement économique ou la démission encouragée par l'entreprise, occasionnent un coût direct en termes d'indemnités supposées le plus souvent proportionnelles au nombre d'individus concernés. Quant aux démissions, même si le coût direct peut être évité en cas de départ véritablement voulu par l'individu, à cause par exemple d'une baisse du niveau relatif des rémunérations offertes par l'entreprise, on leur associe généralement une "perte d'expérience" de l'emploi rejaillissant indirectement sur la production.

Pour ce qui est du recrutement, celui-ci est accompagné de coûts provenant essentiellement de l'utilisation des médias, de l'interview des candidats, de la conception et de l'administration des tests, des formalités d'embauche, d'honoraires versés à des sociétés de conseil, le temps nécessaire à l'intégration dans l'entreprise et l'apprentissage des tâches proposées. Ces coûts entraînent, pendant une période de temps non négligeable, une moindre efficacité de l'individu nouvellement recruté.

Une pratique largement répandue dans les entreprises est de considérer un coût de recrutement proportionnel au nombre de salariés recrutés. Un certain nombre d'arguments, soutenus entre autre par S.J.Nickell(1986), militent aussi en faveur d'un coût moyen de recrutement qui croîtrait avec le nombre de personnes engagées, d'une part parce que l'efficacité de l'encadrement nécessaire à l'intégration des individus embauchés baisse lorsque ces derniers sont nombreux, d'autre part parce qu'il y a risque de moindre qualité des recrues ce qui accroît

la durée de la période d'apprentissage. Pour formaliser ceci il suffit de représenter les coûts d'ajustement par une fonction linéaire et croissante des variations des effectifs (Nickell 1978). Cependant, le recrutement de personnes a d'autant plus de chances de coûter cher qu'une fraction plus importante de l'effectif est considérée (Leban.R 1986); la situation est la même en cas de licenciement, et ces deux phénomènes conduisent à la convexité de la fonction de coûts d'ajustement. Pour formaliser ce dernier cas, on représente les coûts d'ajustement par une fonction quadratique des variations des effectifs comme cela a été proposé et explicité par J.Kennan(1979). Dans ce cas, les coûts d'ajustement peuvent prendre la forme quadratique simple suivante:

$$b/2 (L_t - L_{t-1})^2 \quad (b>0)$$

Le choix de cette forme est justifié par la bonne approximation qu'elle donne des coûts d'ajustement en raison de ses propriétés (fonction croissante et convexe), ensuite par sa maniabilité mathématique qui permet d'aboutir à un modèle linéaire simple de demande de travail.

En parallèle, les entreprises ne fondent par leurs décisions d'embauche sur la base des valeurs instantanées de la demande, des prix et des coûts des facteurs; elles sont censées former des anticipations concernant l'évolution de ces variables. Le problème de la représentation des anticipations dans les modèles est complexe. Une possibilité de formulation consiste à retenir un schéma d'anticipations adaptatives qui conduit à une distribution géométrique de retards. Une autre formulation possible est celle des anticipations rationnelles; elle a été présentée par SARGENT (1978) et J.KENNAN (1979) entre autres. Selon cette dernière hypothèse, la firme maximise une espérance conditionnelle du profit; la solution optimale de ce problème s'écrit en fonction des espérances conditionnelles des variables exogènes (Nickell 1986), c'est-à-dire:

$$L_t^* = [E_{t-1} (X_t)]' \beta + U_t$$

où $E_{t-1}(X_t)$ est l'ensemble des espérances conditionnelles des variables à l'instant t faites en $(t-1)$, étant donné leurs valeurs passées; U_t est un terme d'erreur. Pour calculer les espérances conditionnelles on a besoin de connaître ou de formuler les caractéristiques des processus générant les valeurs observées des variables explicatives contenues dans X (processus multivarié ou modèle vectoriel auto régressif). Finalement la demande de travail exprimée en fonction de variables rationnellement anticipées dépendra des variables explicatives retardées ; c'est ce qu'on essaiera de présenter, régime par régime, dans les paragraphes suivants.

2-2 Cas d'une contrainte de débouchés

Reprenons le cas d'une contrainte de débouchés et essayons cette fois-ci de tenir compte des phénomènes dynamiques, en particulier d'un processus d'ajustement à l'équilibre et du phénomène d'anticipation. En effet pour déterminer la trajectoire optimale de l'emploi, l'entrepreneur minimise l'espérance conditionnée, par l'ensemble de l'information disponible, de la valeur actuelle des coûts y compris les coûts d'ajustement. On tiendra compte aussi des coûts d'ajustement sur le facteur capital définis de la même façon que les coûts d'ajustement sur le facteur travail. On retiendra des fonctions quadratiques pour les coûts d'ajustement. Finalement le problème revient à minimiser l'espérance conditionnelle de la valeur actuelle des coûts comme suit:

$$C = E_t \sum_{\tau=0}^{\infty} \left(\frac{1}{1+r}\right)^{\tau} [c_{t+\tau} K_{t+\tau} + w_{t+\tau} L_{t+\tau} + g(\Delta L_{t+\tau}, \Delta K_{t+\tau})]$$

sachant la contrainte technologique, $Q_t = f(K_t, L_t)$ et la fonction quadratique des coûts d'ajustement suivante:

$$g(\Delta L_t, \Delta K_t) = \frac{d}{2} (L_t - L_{t-1})^2 + \frac{e}{2} (K_t - K_{t-1})^2.$$

Les conditions de premier ordre donnent les équations d'Euler suivantes (E est l'espérance conditionnelle):

$$\frac{\partial C}{\partial L_{t+\tau}} = E_t \left[- \left(\frac{1}{1+r} \right) d (I_{t+\tau+1} - L_{t+\tau}) + d (L_{t+\tau} - L_{t+\tau-1}) + w_{t+\tau} + \lambda_{t+\tau} \frac{\partial f}{\partial L_{t+\tau}} \right] = 0, \text{ et}$$

$$\frac{\partial C}{\partial K_{t+\tau}} = E_t \left[- \left(\frac{1}{1+r} \right) e (K_{t+\tau+1} - K_{t+\tau}) + e (K_{t+\tau} - K_{t+\tau-1}) + c_{t+\tau} + \lambda_{t+\tau} \frac{\partial f}{\partial K_{t+\tau}} \right] = 0 \forall \tau .$$

En particulier pour $\tau=0$, ces deux équations deviennent:

$$\begin{aligned} -\frac{d}{1+r} E_t L_{t+1} + \frac{d}{1+r} L_t + dL_t - dL_{t-1} + w_t &= -\lambda_t \frac{\partial f}{\partial L_t} \\ -\frac{e}{1+r} E_t K_{t+1} + \frac{e}{1+r} K_t + eK_t - eK_{t-1} + c_t &= -\lambda_t \frac{\partial f}{\partial K_t} \end{aligned}$$

avec λ le coefficient de Lagrange. Combinées ces deux équations donnent:

$$\frac{d}{1+r} E_t L_{t+1} - \frac{2+r}{1+r} dL_t + dL_{t-1} - w_t = \left(\frac{\partial f}{\partial L_t} / \frac{\partial f}{\partial K_t} \right) \left(\frac{e}{1+r} E_t K_{t+1} - \frac{2+r}{1+r} eK_t + eK_{t-1} - c_t \right) \quad (2-2-1).$$

Il s'agit là d'une relation non linéaire en L_t ; pour pouvoir en tirer une forme explicite et estimable, on propose tout d'abord de l'approximer au voisinage de l'équilibre de long-terme. En ce voisinage, les coûts d'ajustement sont nuls ($e=d=0$), l'équation (2-2-1) donnera alors:

$$\left(\frac{\partial f}{\partial L_t} / \frac{\partial f}{\partial K_t} \right)^* = \left(\frac{w_t}{c_t} \right). \quad (2-2-2)$$

Ensuite, essayons de linéariser f au voisinage de cet équilibre:

$$Q_t - Q_t^* = \frac{\partial f}{\partial L_t} (L_t - L_t^*) + \frac{\partial f}{\partial K_t} (K_t - K_t^*), \text{ étant donné qu'à long-terme } (Q_t - Q_t^*) = 0, \text{ on en tire:}$$

$$K_t = K_t^* - \left(\frac{w_t}{c_t} \right) (L_t - L_t^*) \quad (2-2-3).$$

En remplaçant K_t par sa dernière expression (2-2-3) dans (2-2-2), on aboutit à une équation différentielle linéaire de second ordre et de forme générale suivante (tout en remplaçant les variables anticipées par leurs vraies valeurs étant donné qu'on

suppose des anticipations rationnelles, Kennan (1979); un terme d'erreur sera introduit par la suite et tiendra compte, entres autres, des erreurs d'anticipations):

$$ab L_{t+1} - (1+\alpha)b L_t + b L_{t-1} = \theta L_t^* ;$$

la solution de cette équation est donnée par le chemin optimal suivant (Kennan 1979, Nickell 1986):

$$l_t = \lambda L_{t-1} + (1-\lambda) (1-\alpha\lambda) \sum_{\tau=0}^{\infty} (\alpha\lambda)^\tau L_{t+\tau}^* \quad (2-2-4).$$

En supposant que les variations de l'emploi sont faibles d'une année à une autre, on retrouve la même solution pour les variables exprimées en logarithmes (Sevestre 1992). Pour exprimer $L_{t+\tau}^*$, on fait appel à la solution d'équilibre du problème statique du paragraphe précédent, c'est à dire au modèle (M2), tout en remplaçant les variables exogènes par leurs valeurs anticipées $y_{t+\tau}^a$ et $(\frac{w}{c})^a$:

$$l_{t+\tau}^* = \frac{1}{v} y_{t+\tau}^a - \frac{\beta}{v} \left(\frac{w}{c}\right)_{t+\tau}^a + cte .$$

Il reste maintenant à exprimer les valeurs anticipées pour les variables exogènes en fonction des variables observables et disponibles dans l'ensemble d'informations . Pour ceci , il faut essayer de formuler les processus que suivent approximativement ces variables exogènes.

En posant $z_{t+\tau} = \left[y_{t+\tau}, \left(\frac{w}{c}\right)_{t+\tau} \right]$ et en tenant compte d'un terme d'erreur, le dernier modèle devient: $l_{t+\tau}^* = \beta E_t(z_{t+\tau}) + \varepsilon_{t+\tau}$.

Supposons que z suit un processus auto régressif d'ordre p tel que:

$z_{t+1} = A_0 z_t + A_1 z_{t-1} + \dots + A_p z_{t-p} + v_t$, où A_i sont des matrices. En rassemblant tout ceci sous la forme suivante, (Sargent 1978):

$$\begin{pmatrix} z_{t+1} \\ z_t \\ \vdots \\ z_{t-p+1} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} A_0 & A_1 & \dots & A_p \\ I & 0 & 0 & \dots \\ 0 & 0 & & \\ & & I & 0 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} z_t \\ z_{t-1} \\ \vdots \\ z_{t-p} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} v_t \\ 0 \\ \vdots \\ 0 \end{pmatrix}$$

ou arrive à la forme compacte

$$\tilde{z}_{t+1} = A \tilde{z}_t + v_t.$$

Sachant que v_t est un vecteur de bruits blancs, l'espérance conditionnelle est:

$$E_t(\tilde{z}_{t+1}) = A \tilde{z}_t, \text{ et d'une façon générale, } E_t(\tilde{z}_{t+\tau}) = A^\tau \tilde{z}_t, \text{ d'où on}$$

tire: $E_t(z_{t+\tau}) = \mathbf{s} A^\tau \tilde{z}_t$, où \mathbf{s} est une matrice de sélection telle que $\mathbf{s} = (I, 0)$.

Le modèle (M2) devient alors:

$$l_{t+\tau}^* = \beta' (\mathbf{s} A^\tau \tilde{z}_t) + \varepsilon_{t+\tau}.$$

En reprenant maintenant la trajectoire optimale (2-2-4), on aura:

$$l_t = \lambda l_{t-1} + (1-\lambda)(1-\alpha\lambda)\beta' \mathbf{s} (I - \alpha\lambda A)^{-1} \tilde{z}_t + \sum_{\tau=0}^{\infty} (\alpha\lambda)^\tau E_t(\varepsilon_{t+\tau}) \quad (2-2-4)$$

Pour finir, on retient un processus autorégressif pour le terme d'erreur, par exemple un AR(1) tel que:

$$\varepsilon_t = \rho \varepsilon_{t-1} + u_t, \text{ avec } u_t \text{ un bruit blanc, d'où:}$$

$$\sum_{\tau=0}^{\infty} (\alpha\lambda)^{\tau} E_t \varepsilon_{t+\tau} = \sum_{\tau=0}^{\infty} (\alpha\lambda)^{\tau} \rho^{\tau} \varepsilon_t = (1-\alpha\lambda\rho)^{-1} \varepsilon_t$$

Dans le cas où z suit le processus AR(2), $\tilde{z}_t = \begin{pmatrix} z_t \\ z_{t-1} \end{pmatrix}$, $S=(I,0)$, et le modèle est le suivant (Sevestre 1992):

$$l_t = \lambda l_{t-1} + \alpha_0 Y_t + \alpha_1 Y_{t-1} + \beta_0 \left(\frac{W}{C}\right)_t + \beta_1 \left(\frac{W}{C}\right)_{t-1} + \text{terme d'erreur}$$

Dans le cas où z suit un processus AR(1), $\tilde{z}_t = z_t$, $S=I$, et (2-2-4) devient :

$$l_t = \lambda l_{t-1} + (1-\lambda)(1-\alpha\lambda)\beta' (1-\alpha\lambda)^{-1} z_t + \text{terme d'erreur}$$

Nous retrouvons ainsi le modèle d'ajustement partiel assez connu qui nous intéressera par la suite , dans l'application:

$$l_t = \lambda l_{t-1} + \frac{(1-\lambda)}{v} y_t - (1-\lambda) \frac{\beta}{v} \left(\frac{W}{C}\right)_t + \text{terme d'erreur} \quad (\text{MM2})$$

Les coefficients associés aux variables exogènes sont interprétés comme étant des élasticités de court-terme. Pour calculer les élasticités structurelles, de long-terme, il suffit de diviser par $(1-\lambda)$. Le coefficient de la variable endogène retardée mesure un effet d'inertie.

2-3 Cas d'une contrainte de capital

Nous reprenons ici les hypothèses du modèle statique, en particulier un stock de capital prédéterminé; l'objectif de l'entrepreneur est de maximiser la valeur actuelle de ses profits, sans tenir compte dans ce cas des coûts associés au facteur capital ($e=0$):

$$\text{Max } \Pi = E_t \sum_{\tau=0}^{\infty} \left(\frac{1}{1+r}\right)^{\tau} \left[p_{t+\tau} Y_{t+\tau} - w_{t+\tau} L_{t+\tau} - \frac{d}{2} (L_{t+\tau} - L_{t+\tau-1})^2 \right].$$

Les conditions de premier ordre sont:

$$\frac{\partial \Pi}{\partial L_{t+\tau}} = E_t \left[p_{t+\tau} \frac{\partial Y_{t+\tau}}{\partial L_{t+\tau}} - w_{t+\tau} - d(L_{t+\tau} - L_{t+\tau-1}) + \frac{d}{1+r} (L_{t+\tau+1} - L_{t+\tau}) \right] = 0, \forall \tau$$

en particulier pour $\tau=0$, on aura:

$$p_t \frac{\partial Y_t}{\partial L_t} - w_t - d(L_t - L_{t-1}) + \frac{d}{1+r} (E_t L_{t+1} - L_t) = 0, \text{ ou encore:}$$

$$\frac{d}{1+r} E_t L_{t+1} - \frac{2+r}{1+r} d L_t + d L_{t-1} - w_t = -p_t \frac{\partial Y_t}{\partial L_t}. \quad (2-3-1)$$

A l'équilibre de long terme ($d=0$) nous avons d'une part, $\frac{\partial Y_t}{\partial L_t} = \left(\frac{w}{p}\right)_t$ (2-3-2), et d'autre part:

$$(Y_t - Y_t^*) = \frac{\partial f}{\partial L_t} (L_t - L_t^*) = \left(\frac{w}{p}\right)_t (L_t - L_t^*).$$

Etant donné qu'à long-terme $Y_t = Y_t^*$, nous aurons $L_t = L_t^*$ (2-3-3).

En utilisant ces dernières relations (2-3-2) et (2-3-3), et en remplaçant les variables anticipées par leurs vraies valeurs, nous remarquons que (2-3-1) est une équation différentielle de second ordre semblable à celle trouvée par Nickell et Kennan,

$$\frac{d}{1+r} L_{t+1} - \left(\frac{2+r}{1+r} d - \theta\right) L_t + d L_{t-1} = \theta L_t^*, \text{ de solution générale:}$$

$$L_t = \lambda L_{t-1} + (1-\lambda)(1-\alpha\lambda) \sum_{\tau=0}^{\infty} (\alpha\lambda)^\tau L_{t+\tau}^*. \quad (2-3-2)$$

On approxime la même forme (2-3-2) pour les variables exprimées en logarithmes (Sevestre 1992).

La valeur désirée L_t^* est définie par l'équation d'équilibre de long terme qui correspond à la relation du modèle statique, pour une technologie de type Cobb-Douglas on retrouve le modèle (M3). Finalement on formule, comme dans le paragraphe précédent, les processus que suivent approximativement les variables exogènes du modèle; dans le cas où on retient des processus AR(1) pour w_t et K_t , la spécification prend la forme suivante:

$$l_t = \lambda l_{t-1} + (1-\lambda) \frac{\beta}{1-\alpha} k_t + \frac{(1-\lambda)}{\alpha-1} \left(\frac{w}{p}\right)_t + \text{erreur} . \text{ (MM3)}$$

Les coefficients de ce dernier modèle sont interprétés comme étant des élasticités de court-terme. α et β sont les paramètres de la fonction de production Cobb-Douglas; ce sont les élasticités de la production par rapport aux facteurs travail et capital respectivement.

Finalement, ces deux spécifications (MM2) et (MM3), en plus de (M1), seront estimées sur un échantillon d'entreprises tunisiennes. Cependant, nous présenterons les méthodes d'estimation avant de passer à la partie empirique.

3- Echantillon et méthodes d'estimation

L'échantillon d'entreprises sur lequel on va travailler provient de l'enquête annuelle des entreprises publiée par l'Institut National de la Statistique. Le fichier de base contient énormément de lacunes et d'incohérences, il comprend en outre beaucoup de discontinuités dues à des phénomènes de fusion, de scissions ou de disparitions d'entreprises. On a procédé à un cylindrage et au nettoyage des données originelles pour aboutir à un échantillon de 320 entreprises appartenant aux six secteurs industriels et suivies de 1983 jusqu'en 1988 (six années d'observation pour chacune). Le cylindrage entraîne des biais de sélection et influence les résultats, c'est l'inconvénient majeur des travaux sur données de panel, cependant il faut en tenir compte dans l'interprétation des résultats en évitant de les généraliser. L'étude est faite secteur par secteur; on fournira par la suite les résultats relatifs au secteur textile, pour lequel on observe un nombre important d'entreprises (129). En outre il s'agit d'un secteur clé dans le tissu industriel tunisien et d'un gros employeur. En termes d'effectifs employés, l'échantillon représente, en 1983, 22% du total de l'emploi du secteur privé dans la branche textile. Les variables retenues dans les estimations sont présentées en annexe.

Il s'agit finalement d'estimer des spécifications dynamiques (MM2 ou MM3) sur données de panel, tout en tenant compte de l'hétérogénéité des comportements des différentes firmes de l'échantillon et ceci en introduisant un effet individuel dans le terme d'erreur du modèle.

Les estimateurs habituels du modèle à erreurs composées tels que, l'estimateur des moindres carrés ordinaires, l'estimateur intra-individuel (within), l'estimateur inter-individuel et l'estimateur des moindres carrés généralisés ne sont plus convergents lorsqu'il s'agit d'un modèle dynamique et qu'en plus la période d'observation est courte (Hsiao 1986, Dormont 1989). Il s'agit ici de rappeler tout d'abord brièvement les méthodes d'estimation convergente proposées dans la littérature relativement ancienne (Liviatan 1966, Balestra-Nerlove 1966, Anderson et Hsiao 1982), ensuite de présenter plus en détail la méthode de Balestra-Nerlove généralisée et la méthode des moments généralisés (Ahn et Schmidt 1992, Arellano et Bond 1991).

3-1 Présentation du modèle

Le modèle dynamique à erreurs composées se présente comme suit:

$$Y = X\delta + U \text{ où}$$

$Y = [y_{it}]$ est le vecteur d'ordre $(NT, 1)$ des observations de la variable dépendante, avec N le nombre de firmes dans l'échantillon et T le nombre d'années d'observation.

$X = [y_{it-1}, x_{1it}, \dots, x_{kit}]$ est la matrice d'ordre $(NT, k+1)$ des variables explicatives.

$\delta = [\alpha, \beta_1, \dots, \beta_k]$ est le vecteur des coefficients d'ordre $(1, k+1)$.

$U = [u_{it}]$ avec $u_{it} = \mu_i + e_{it}$ est le vecteur des résidus vérifiant:

$$E(\mu_i) = 0, E(\mu_i^2) = \sigma_\mu^2 \quad \forall i$$

$$E(\mu_i \mu_j) = 0 \text{ pour } i \neq j \text{ et } E(\mu_i e_{it}) = 0$$

$$E(e_{it}) = 0 \text{ et } E(e_{it}^2) = \sigma_e^2$$

La matrice de variance covariance est alors de la forme:

$$\Omega = I_N \otimes v \quad \text{avec } v = \sigma_\mu^2 SS' + \sigma_e^2 I_T$$

avec S le vecteur somme, vecteur d'ordre $(T,1)$ dont toutes les composantes sont égales à un.

Ainsi l'hypothèse d'une erreur composée nous confronte, dans les différentes dimensions, au problème de l'estimation d'un modèle auto régressif dont les perturbations ne sont pas indépendantes d'une observation à l'autre. Dans la dimension totale, c'est la présence de l'effet spécifique individuel qui est responsable de l'autocorrélation des résidus ($E(u_{it} u_{it'}) = \sigma_\mu^2$). Dans la dimension intra-individuelle, les estimateurs des moindres carrés ordinaires (appliqués aux variables transformées en écarts par rapport à leurs moyennes individuelles) sont aussi biaisés puisque les résidus within ($e_{it} - e_{i.}$) sont autocorrélés du fait de la présence de $e_{i.}$, et par là aussi ces termes d'erreurs ne sont pas indépendants de la variable retardée. Les autres estimateurs proposés pour le modèle à erreurs composées simple et qui peuvent apparaître comme des sommes pondérées des estimateurs within et between sont alors asymptotiquement biaisés. En définitive, lorsque seule la dimension individuelle N tend vers l'infini, les diverses méthodes d'estimation sont non convergentes, mais on dispose avec l'estimateur within et l'estimateur total d'un encadrement de la vraie valeur du coefficients associé à la variable dépendante retardée (Sevestre et Trognon 1985). Essayons maintenant de présenter les méthodes convergentes.

3-2 Méthodes d'estimation convergentes pour une période finie T (méthodes à une seule étape)



Les principaux estimateurs convergents découlent de méthodes à variables instrumentales et s'écrivent sous la forme générale:

$\hat{\delta} = (Z' X)^{-1} Z' Y$ avec Z la matrice d'ordre $(NT, k+1)$ des instruments telle que:

$$\text{plim}_{N \rightarrow \infty} \frac{Z' X}{NT} = M, \text{ une matrice définie positive}$$

$N \rightarrow \infty$

$$\text{plim}_{N \rightarrow \infty} \frac{Z' U}{NT} = 0(k+1, 1), \text{ une matrice nulle.}$$

$N \rightarrow \infty$

Le choix des instruments diffère d'une méthode à l'autre. L'idée de Liviatan (1966) est d'utiliser une des variables exogènes retardée d'une période comme instrument pour la variable endogène retardée, d'où:

$$Z = [x_{it-1}^j, x_{it}^1, x_{it-1}^2, \dots, x_{it}^k] \quad \text{avec } j \in (1, \dots, k).$$

Partant du même principe, Balestra et Nerlove (1966) proposent d'utiliser non plus une seule variable exogène retardée comme instrument, mais plutôt une combinaison linéaire de toutes les variables exogènes, c'est à dire:

$$\hat{y}_{it-1} = \sum_k \hat{\beta}_k x_{it-1}^k, \text{ ce qui donne:}$$

$$Z = [\hat{y}_{it-1}, x_{it}^1, \dots, x_{it}^k].$$

Dans le cas particulier où le modèle comporte une seule variable exogène, la méthode de Balestra Nerlove (BN) est équivalente à celle de Liviatan. Toutes ces méthodes donnent des estimateurs convergents mais pas efficaces du moment où elles ne tiennent pas compte de la structure non scalaire de la matrice de variance covariance.

3-3 Méthodes plus efficaces

3-3-1 La méthode de Balestra Nerlove généralisée

Une généralisation de l'estimateur de Balestra Nerlove consiste à appliquer la méthode des variables instrumentales généralisée proposée par White (1982, 1984) en vue d'améliorer l'efficacité. Partant du modèle à erreurs composées de départ: $Y = X\delta + U$, et sachant la forme de la matrice de variance covariance Ω (non scalaire), il est clair que la méthode des variables instrumentales directe (BN), bien que convergente, n'est pas efficace. Une transformation appropriée du modèle s'impose; il s'agit d'appliquer $\Omega^{-1/2}$ au modèle pour aboutir à un autre à erreurs sphériques. Cette étape est analogue à une transformation des moindres carrés généralisés:

$$\tilde{Y} = \tilde{X}\delta + \tilde{U} \quad \text{avec} \quad \tilde{Y} = \Omega^{-1/2} Y.$$

En utilisant des instruments appropriés (Z^*) pour ce dernier modèle, on obtient l'estimateur efficace de White:

$$\delta^* = (\tilde{X}'Z^* (Z^{*'}Z^*)^{-1} Z^*\tilde{X})^{-1} \tilde{X}'Z^* (Z^{*'}Z^*)^{-1} Z^*\tilde{Y}.$$

En ce qui concerne le choix des instruments, il est à remarquer que la même transformation ($\Omega^{-1/2}$) appliquée aux instruments Z proposés par Balestra et Nerlove ne fournit pas nécessairement et dans tous les cas des instruments valables pour le modèle transformé. Cependant il existe deux cas particuliers où $Z^* = \tilde{Z} = \Omega^{-1/2} Z$ est une matrice d'instruments valables ($\text{plim } \tilde{Z}'\tilde{U} = 0$); il s'agit du cas de l'hétéroscédasticité pure et celui d'une simple corrélation contemporaine (White 1984); ce qui donne:

$$\delta^* = \left[\begin{array}{ccc} (X'\Omega^{-1/2} \Omega^{-1/2} Z) (Z'\Omega^{-1/2} \Omega^{-1/2} Z)^{-1} & (Z'\Omega^{-1/2} \Omega^{-1/2} X) \\ (X'\Omega^{-1/2} \Omega^{-1/2} Z) (Z'\Omega^{-1/2} \Omega^{-1/2} Z)^{-1} & Z'\Omega^{-1/2} \Omega^{-1/2} Y \end{array} \right]^{-1}$$

ou encore:

$$\delta^* = \begin{bmatrix} (X' \Omega^{-1} Z) (Z' \Omega^{-1} Z)^{-1} (Z' \Omega^{-1} X) \\ (X' \Omega^{-1} Z) (Z' \Omega^{-1} Z)^{-1} Z' \Omega^{-1} Y \end{bmatrix}^{-1}$$

avec Z la matrice d'instruments proposés par Balestra et Nerlove:

$$Z = [\hat{y}_{it-1}, x_{lit}, \dots, x_{kit}].$$

Le nombre d'instruments étant égal au nombre de variables explicatives, des simplifications sont alors possibles et on aura:

$$\delta^* = (Z' \Omega^{-1} X)^{-1} (Z' \Omega^{-1} Z) (X' \Omega^{-1} Z)^{-1} (X' \Omega^{-1} Z) (Z' \Omega^{-1} Z)^{-1} Z' \Omega^{-1} Y$$

d'où:

$$\delta^* = (Z' \Omega^{-1} X)^{-1} Z' \Omega^{-1} Y$$

L'estimation de Ω dans une première étape par une méthode convergente (méthode des variables instrumentales) n'a pas d'effet sur les propriétés asymptotiques de δ^* ($\text{plim } \hat{\Omega}^{-1} = \Omega^{-1}$).

3-3-2 La méthode des moments généralisés

3-3-2-1 Le principe général de la méthode

En économétrie, presque tous les estimateurs proposés sont des solutions à des problèmes d'optimisation. En particulier, dans la méthode des variables instrumentales, les conditions d'orthogonalité $E(Z'U)=0$, où Z est la matrice d'instruments d'ordre (NT, l) , fournissent un système de l équations à $(k+1)$ inconnus pour l'estimation de δ . Si $l < (k+1)$, il y a une multiplicité de solutions, si $l = (k+1)$ la solution est unique ($\hat{\delta} = (Z'X)^{-1} Z'Y$), si $l > (k+1)$ ce système n'a pas de solutions, cependant il existe une valeur de δ pour laquelle $Z'(Y - X\delta)$ est proche de 0. Pour résoudre ce problème, on cherche δ qui minimise

la distance quadratique suivante: $d(\delta) = (Y - X\delta)' Z P Z' (Y - X\delta)$, avec P une matrice symétrique définie positive. Le choix de la forme quadratique est justifié par sa simple maniabilité mathématique. Les conditions de premier ordre donnent:

$$-2X' Z P Z' (Y - X\delta) = 0$$

d'où l'on tire l'estimateur de la méthode des moments (White 1984):

$$\tilde{\delta} = (X' Z P Z' X)^{-1} X' Z P Z' Y.$$

Selon le choix de Z et de P , on retrouve les estimateurs connus en économétrie; à titre d'exemple, pour $Z=X$ et $P = (X'X/NT)^{-1}$, on retrouve l'estimateur des moindres carrés ordinaires, pour une matrice d'instruments Z donnée à laquelle on fait associer $P = (Z'Z/NT)^{-1}$, on retrouve l'estimateur des moindres carrés doubles. Il s'agit de choisir des matrices Z et P appropriées au problème étudié.

En définitive, la méthode des moments généralisés (Hansen 1982), consiste à utiliser les conditions d'orthogonalité et à en tirer des instruments en nombre important. Ces conditions découlent d'hypothèses spécifiques au modèle.

3-3-2-2 Application de la méthode au modèle dynamique sur données de panel

Reprenons le modèle, $Y = X\delta + U$, avec un terme d'erreur composé, $u_{it} = \mu_i + e_{it}$ et les hypothèses principales déjà citées suivantes (Ahn et Schmidt 1992):

(A-1) Pour tout individu i et toute période t , e_{it} est non corrélé avec μ_i .

(A-2) Pour tout individu i , e_{it} sont non autocorrélés.

(A-3) Pour tout individu i et toute période t la variance de e_{it} est la même (homoscédasticité).

Sous ces hypothèses, l'idée de Ahn et Schmidt (1990), précédés par d'autres (Anderson et Schmidt 1982), est de

transformer les variables du modèle sous forme de différences premières en vue d'éliminer le terme spécifique μ_i , première source de corrélation entre variables explicatives et terme d'erreur, ce qui donne:

$$\Delta y_{it} = \alpha \Delta y_{it-1} + (\Delta x'_{it})\beta + \Delta e_{it} \quad (t=3, \dots, T)$$

La méthode des moindres carrés ordinaires sur ce modèle transformé n'est pas convergente vue l'existence d'une corrélation entre la variable dépendante retardée et le terme d'erreur, d'où le recours à la méthode des variables instrumentales. Anderson et Hsiao (1982) proposent deux instruments possibles pour la variable dépendante retardée: $(y_{it-2} - y_{it-3})$ et (y_{it-2}) .

En réalité, d'autres instruments sont disponibles, ceux-ci découlent des conditions d'orthogonalité déduites à leur tour des hypothèses sous-jacentes au modèle; en effet le modèle se présente comme suit (de $t=3$ jusqu'à $t=T$):

$$y_{i3} - y_{i2} = \alpha(y_{i2} - y_{i1}) + (x'_{i3} - x'_{i2})\beta + (u_{i3} - u_{i2})$$

$$y_{i4} - y_{i3} = \alpha(y_{i3} - y_{i2}) + (x'_{i4} - x'_{i3})\beta + (u_{i4} - u_{i3})$$

.

.

.

$$y_{iT} - y_{iT-1} = \alpha(y_{iT-1} - y_{iT-2}) + (x'_{iT} - x'_{iT-1})\beta + (u_{iT} - u_{iT-1})$$

Sous les hypothèses (A-1)..(A-3), on vérifie facilement les conditions d'orthogonalité suivantes (d'autres conditions non linéaires ont été exprimées par Ahn et Schmidt en 1990, elles ne seront pas exploitées ici):

$$\begin{aligned}
& E [y_{i1}(u_{i3}-u_{i2})]=0 \quad (t=3) \\
& E [y_{i1}(u_{i4}-u_{i3})]=0 \quad (t=4) \\
& E [y_{i2}(u_{i4}-u_{i3})]=0 \quad (t=4) \\
& \cdot \\
& \cdot \\
& \cdot \\
& E [y_{i1}(u_{iT}-u_{iT-1})]=0 \quad (t=T) \\
& E [y_{i2}(u_{iT}-u_{iT-1})]=0 \quad (t=T) \\
& \cdot \\
& E [y_{iT-2}(u_{iT}-u_{iT-1})]=0 \quad (t=T)
\end{aligned}$$

Sous forme condensée, ces conditions s'écrivent, pour un individu i:

$$\text{cov}(y_{is}, \Delta u_{it}) = 0 \text{ pour } t=2, \dots, T \text{ et } s=0, \dots, T-2$$

Finalement la matrice formée par ces instruments est d'ordre $(T, T/2(T-1))$ et prend la forme suivante (pour un individu i quelconque):

$$\begin{array}{cccccccc}
y_{i1} & 0 & \dots & 0 & 0 & \dots & 0 & \dots & 0 \\
& y_{i1} & y_{i2} & & & & & & \\
: & \dots & \dots & \dots & & & & & \\
: & & & & & & & & \\
: & & & & y_{i1} & \dots & \dots & y_{iT-2} &
\end{array}$$

Pour l'ensemble des individus, la matrice des instruments est d'ordre $(NT, T/2(T-1))$

$$A = \begin{bmatrix} A_1 \\ A_2 \\ \vdots \\ A_N \end{bmatrix} \quad \text{et } E(A' \Delta U) = 0 \text{ constitue le système des équations estimant}$$

La méthode des moments généralisés consiste, dans ce cas particulier d'un modèle dynamique, tout d'abord à écrire les conditions d'orthogonalité déjà déduites des restrictions sur les moments conditionnels, ensuite à minimiser la distance quadratique suivante:

$$\text{Min } [Z'(\Delta Y - \Delta X \delta)]' \text{ var}(Z' \Delta U)^{-1} [Z'(\Delta Y - \Delta X \delta)]$$

ce qui suppose le choix optimal suivant pour la matrice P (Arellano et Bond 1991), $P = [\text{var}(Z' \Delta U)]^{-1}$. Ceci revient à appliquer la méthode des variables instrumentales généralisée, avec la matrice d'instruments $Z = (A \ \Delta X)$, ce qui donne l'estimateur efficace suivant (Arellano et Bond 1991):

$$\hat{\delta} = (\Delta X' Z \text{ var}(Z' \Delta U)^{-1} Z' \Delta X)^{-1} \Delta X' Z \text{ var}(Z' \Delta U)^{-1} Z' \Delta Y$$

qui se calcule en deux étapes, la première étape fournissant une estimation convergente de la matrice de variance covariance s'impose.

Jusqu'ici nous avons considéré le cas où les variables explicatives autres que la variable dépendante retardée sont strictement exogènes, c'est à dire que: $E(\Delta x_{it} \Delta u_{is}) = 0$ pour tout t et s, ce qui nous permet d'élargir la matrice d'instruments en utilisant les valeurs de ces variables sur toute la période comme instruments à tout instant. La matrice d'instruments pour un individu i est:

$$Z_i = [y_{i1}, \dots, y_{is}, \Delta x_{i1}, \dots, \Delta x_{iT}] \quad (s=1, \dots, T-2)$$

Par contre dans le cas où ces variables sont juste prédéterminées, c'est à dire:

$$E(\Delta x_{it} \Delta u_{is}) \neq 0 \text{ pour } s < t \text{ et } = 0 \text{ pour } s > t$$

seulement $(\Delta x_{i1}, \Delta x_{i2}, \dots, \Delta x_{is-1})$ sont des instruments valables pour la période s . La matrice d'instruments pour un individu est:

$$Z_i = [y_{i1}, \dots, y_{is}, \Delta x_{is-1}, \dots, \Delta x_{i1}]$$

Toutes ces méthodes ont été appliquées sur nos données, les résultats des estimations et leurs interprétations feront l'objet du paragraphe suivant.

4- Application et interprétation des résultats

Les estimations des spécifications dynamiques présentées dans le deuxième paragraphe (**MM2** et **MM3**) ont été effectuées, par les différentes méthodes économétriques présentées dans le troisième paragraphe, sur l'échantillon des 123 entreprises du secteur textile tunisien. Le nombre d'observations disponibles est de 738 (6x123), mais étant donné que les spécifications comportent une variable retardée, les estimations sont faites sur cinq années ce qui a donné 615 observations (5x123). C'est là l'avantage majeur de l'utilisation des données de panel, disposer d'un degré de liberté assez important, en plus de l'utilisation à la fois de la dimension temporelle et individuelle. Plusieurs essais ont été effectués dans les calculs, en changeant de variables explicatives, en éliminant celles qui ne sont pas significatives, en proposant des instruments différents. On ne fournira ici que les résultats pertinents en vue d'alléger la présentation.

**DEMANDE EFFECTIVE DE TRAVAIL
EN CAS DE CONTRAINTE DE DEBOUCHES
(T1)**

$$(MM2) \quad l_{it} = (1 - \lambda)l_{it-1} + \frac{\lambda}{v} q_{it} - \lambda \frac{\beta}{v} \left(\frac{\omega}{c}\right)_{it} + \text{erreur}$$

Estimateurs	Coefficients estimés ⁽¹⁾ (élasticités de court-terme)			\bar{R}^2	SS
	l_{it-1}	q_{it}	$\left(\frac{\omega}{c}\right)_{it}$		
* MCO	0,94 (76)	0,04 (4,2)	0,0099 (1,79)	0,97	18,8
* Within	0,27 (6,9)	0,24 (9,1)	0,0008 (0,1)	0,13	9,5
* Liv iatan ⁽²⁾	0,53 (3,7)	0,28 (3,04)	-0,17 (-1,84)	0,82	126
* B-N-G	0,38 (4,3)	0,3 (6,3)	-0,11 (-1,35)	0,57	22,3
* A-H S I A O	-13,2 (-0,08)	2,1 (0,08)	4,07 (0,075)		
* GMM	-0,41 (-1,5)	0,28 (1,7)	-0,016 (-0,35)	0,12	488

(1) Les chiffres entre parenthèses sont les t de student.

(2) Les instruments utilisés sont q_{it-1} pour la variable dépendante retardée

et $\left(\frac{\omega}{p}\right)_{it}$ pour le coût relatif des facteurs.

DEMANDE EFFECTIVE DE TRAVAIL
EN CAS DE CONTRAINTE DE CAPITAL
(T2)

$$(MM3) \quad l_{it} = \lambda \frac{\beta}{1-\alpha} k_{it} - \frac{\lambda}{1-\alpha} \left(\frac{\omega}{p}\right)_{it} + (1-\lambda)l_{it-1} + \text{erreur}$$

Estimateurs	Coefficients estimés			\bar{R}^2	SS
	l_{it}	k_{it}	$\left(\frac{\omega}{p}\right)_{it}$		
* MCO	0,98 (108)	0,027 (3,7)	-0,11 (-4,55)	0,72	
* Within	0,42 (10,8)	0,06 (2,43)	-0,19 (-4,7)	0,23	
* Variables (1) instrumentales	1 (69)	0,02 (2,6)	-0,12 (-4,7)	0,97	18,7
* B-N-G	0,74 (4,1)	0,1 (1,94)	-0,2 (-2,97)	0,56	14,1
* A-HSIAO	-0,03 (-0,068)	0,025 (0,56)	-0,23 (-1,78)	0,046	15,1
* GMM	-0,79 (-2,9)	-0,069 (-0,4)	1,9 (7,4)	0,018	442

(1) L'instrument utilisé pour la variable dépendante retardée est q_{it-1}

On considérera par la suite spécification par spécification (**T1** et **T2**), mais essayons tout d'abord de tirer les commentaires valables pour les deux à la fois. On remarque, comme on l'a déjà avancé, que la méthode des moindres carrés ordinaires et celle dans la dimension within donnent des résultats non satisfaisants. Les MCO donnent un coefficient très proche de 1 pour la variable dépendante retardée, ce qui viole en fait la propriété de stationnarité, ce coefficient est en plus très significatif et cette variable accapare la grande part du pouvoir explicatif du modèle, les autres variables prennent des valeurs très faibles, parfois non significatives et même de signes contraires à la théorie (l'exemple du coût relatif des

facteurs qui est de signe positif (**T1**)). Les signes des coefficients estimés dans la dimension within sont parfois non conformes aux spécifications théoriques et de ce fait difficilement interprétables. Dans cette dernière estimation le coefficient de détermination R² est faible. Ceci s'explique par le fait que l'estimation within est réalisée sur les fluctuations observées autour des niveaux moyens et incorpore ainsi une information d'ordre plutôt temporel, elle s'apparente à une estimation en série temporelle sur une période courte dans ce cas.

Les estimateurs de Anderson-Hsiao et ceux des moments généralisés (GMM) appartiennent à la famille des estimateurs calculés sur les différences premières des variables, c'est à dire dans notre cas sur leurs taux de croissance étant donné que les variables sont en logarithmes. La première méthode donne des résultats très médiocres, des signes non attendus pour les paramètres, parfois non significatifs, et des coefficients de détermination ajustés très faibles. Ceci peut s'expliquer par le fait que cette méthode utilise encore moins d'information puisqu'on perd une année d'observation par entreprise, c'est à dire 123 observations, et même deux années d'observations lorsqu'on utilise le deuxième instrument proposé par A-Hsiao. Les premiers essais d'application de la méthode

Les coefficients structurels (1)

(T3)

Spécifications	Effet demande	Effet substitution	Effet capital	Effet coût salarial	ν	λ	DMA(2)
MM2	0,483	-0,177	-	-	2 (0,16)	0,62 (0,088)	0,61
MM3	-	-	0,38	-0,78	0,2 (1,79)	0,26 (0,17)	2,8

1 Ces coefficients sont calculés à partir de l'estimation de B-N-G
 2 Délai moyen d'ajustement

GMM ont aussi donné des résultats médiocres, mais ils mériteraient d'être vérifiés avant de conclure.

Les méthodes de Liviatan, de Balestra-Nerlove et celle de Balestra-Nerlove généralisée fournissent les meilleurs résultats économétriques. Les paramètres sont généralement significatifs et de bons signes. Le coefficient de détermination se situe aux alentours des 60%, proche des valeurs obtenues sur données de panel. En effet la grande variabilité de ce type de données, entre individus et à travers le temps, conduit à des R² relativement bas comparés à ceux que l'on peut obtenir lors des régressions sur séries temporelles où, " si l'on ne retenait que le critère du R², la plupart des théories testées sembleraient validées par les estimations" (Dormont 1989). On retiendra par la suite les résultats obtenus par la méthode de Balestra-Nerlove généralisée étant donné son efficacité.

L'estimation du modèle contraint par les débouchés (**T1**) fournit, conformément au modèle théorique, un coefficient positif et significatif associé à la variable approximant le niveau de la demande, on utilise ici le chiffre d'affaire (des résultats semblables sont obtenus en utilisant la valeur ajoutée). Ce coefficient mesure l'élasticité de court-terme de l'emploi par rapport à la demande, ce qui indique **une sensibilité significative de l'emploi à la pression de la demande et par là le rôle actif de la contrainte de débouchés**. Cependant l'élasticité demande de long-terme est relativement faible (0,483), ce qui donne dans ce cas un paramètre de rendements d'échelle égal à 2, c'est à dire des rendements d'échelle croissants (auxquelles on ne donne pas d'interprétation jusqu'à s'assurer de cette valeur qu'on devrait retrouver pour les autres spécifications). L'élasticité coût relatif des facteurs est de signe négatif mesurant ainsi un effet de substitution entre le capital et le travail, sauf qu'elle est faible et correspond à une élasticité de long-terme aussi faible (-0,177), ce qui ne coïncide pas avec l'hypothèse d'une fonction de production Cobb-Douglas qui suppose une élasticité de substitution unitaire. La faiblesse de l'effet substitution peut être due à

une erreur de mesure de la variable coût d'usage du capital. En effet une approximation fragile en est faite par un taux d'intérêt apparent (voir annexe) qui n'en est qu'une composante parmi d'autres. On ne tient pas compte ici de l'effet des diverses mesures d'incitations à l'investissement dans le cadre de la promotion industrielle en Tunisie et des conditions préférentielles entourant l'importation des biens d'équipement. En essayant de corriger ce problème, on a utilisé le salaire réel comme instrument pour la variable coût relatif des facteurs, ce qui a amélioré un peu les résultats (Dormont 1983b). Cependant l'effet substitution est encore éloigné de l'unité, ce qui nous amène à remettre en cause la formulation d'une technologie Cobb-Douglas à laquelle on fait associer théoriquement une élasticité de substitution unitaire. Concernant les phénomènes dynamiques, et bien le coefficient d'ajustement λ (0,62) permet de calculer un délai moyen d'ajustement qui est le délai de réaction de la demande de travail aux variations des facteurs explicatifs; il est dans ce cas d'a peu près six mois ($1-\lambda/\lambda=0,61$), illustrant ainsi la présence effective des coûts d'ajustement. Ces coûts nuisent à la flexibilité du facteur travail au sein de la firme, surtout au niveau de la main d'oeuvre non qualifiée, il s'agit là d'une rigidité imposée par les régulations du travail, et due à la pression politique et sociale pour l'embauche des gens devant le besoin, ce qui est en partie responsable de la faiblesse de la productivité dans la firme tunisienne. Cependant, il est à signaler que cette rigidité est relativement faible dans le secteur textile tunisien (par rapport aux autres secteurs industriels) étant donné l'utilisation fréquente d'une main d'oeuvre saisonnière et l'embauche des femmes qui ont un degré de mobilité plus important que celui des hommes.

Consultons maintenant les résultats d'estimation de la deuxième spécification (**T2**), toujours en retenant les estimations par la méthode de Balestra-Nerlove généralisée. On en tire une élasticité de court-terme de l'emploi par rapport au capital positive et significative (0,74), ce qui justifie l'effet de la disponibilité du facteur capital sur le comportement d'embauche, et par là l'effet d'une

limitation au niveau du capital qu'on rencontre réellement au niveau des entreprises tunisiennes qui sont importatrices, en grande partie, de leurs équipements. L'élasticité coût salarial est négative, elle résume l'idée suivante, c'est que l'augmentation du salaire, non accompagnée généralement d'amélioration au niveau de la productivité, décourage l'entrepreneur d'embaucher; cette élasticité est encore plus importante à long-terme (-0,76). Quant au délai d'ajustement, il est de deux ans et demi dans ce cas, confirmant une rigidité au niveau du facteur travail. Le paramètre des rendements d'échelle prend la valeur 0,2, très différente de celle tirée de la première spécification, alors qu'il s'agit de la même fonction de production dans les deux cas. Ceci nous amène à dire que l'identification des paramètres de la fonction de production est médiocre. La divergence des valeurs que prennent ces paramètres d'une spécification à une autre fait apparaître une erreur de spécification de la fonction de production. Il faudrait alors essayer d'autres spécifications pour représenter la technologie et en particulier les formes flexibles. D'une façon générale, les élasticités de court-terme sont bien appréhendées, alors que les coefficients de long-terme qui sont obtenus par identification ne le sont pas.

A titre illustratif, une autre spécification (M1) a été estimée, il s'agit du cas contraint à la fois par le capital et par les débouchés. Ce modèle est obtenu par simple inversion de la fonction de production et ne comporte pas de phénomènes dynamiques étant donné qu'on se situe carrément sur la frontière de production, c'est à dire en position d'équilibre. On en tire directement les élasticités de long-terme. L'estimation de (M1) est effectuée dans différentes dimensions. L'estimation dans la dimension within par les MCO, et celle dans la dimension totale par les moindres-carrés généralisés (étant donné l'hypothèse d'une erreur composée) donnent des résultats semblables, ce qui est rassurant du point de vue économétrique (Hausmann 1978). Les élasticités de long-terme de l'emploi par rapport au capital et à la demande sont respectivement de 0,11 et 0,35. Elles sont significatives et positives ce qui confirme les rôles actifs des deux

DEMANDE DE TRAVAIL EN CAS DE CONTRAINTES
DE CAPITAL ET DE DEBOUCHES
(T₁)

$$(M1)_{lit} = \frac{1}{\alpha} q_{it} - \frac{\beta}{\alpha} k_{it} + \text{erreur composée}$$

Estimateurs	Coefficients estimés		\bar{R}^2	SS	Paramètres de la fonction de Production		
	q _{it}	k _{it}			α	β	ν
* M C O	0,68 (23,3)	-0,039 (-1,4)	0,67	279			
* Between	0,73 (9,8)	-0,076 (-1,12)	0,68	42,7			
* Within	0,29 (12,5)	0,088 (3,68)	0,25	15,2	3,4	0,3	3,7
* M-E-C (1)	0,35 (16,29)	0,11 (5,2)	0,23	19,3	2,85	0,31	3,16

(1) Modèle à erreurs composées estimé par les M - C - G.

contraintes dans le comportement d'embauche de l'entrepreneur tunisien (ces résultats sont relatifs à l'échantillon d'entreprises considéré).

Conclusion

Les estimations des différentes spécifications de la demande de travail sur l'échantillon d'entreprises ont donné des résultats en partie non satisfaisants. Les paramètres structurels (de long-terme) sont mal appréhendés, tandis qu'on a obtenu des coefficients de court-terme acceptables; ce qui nous a permis de tirer des conclusions importantes, entre autres le fait que les contraintes de débouchés et de capital soient actives dans la décision d'embauche de la firme tunisienne.

Cependant différents problèmes d'estimation et de spécification ont surgi et méritent d'être reconsidérés dans une prochaine étape de ce travail. D'une part il va falloir envisager d'autres formes que la Cobb-Douglas pour représenter la technologie, par exemple une forme flexible telle que la fonction translog permettant de relâcher les relations d'identification des paramètres structurels. Ceci donnerait des formes implicites non linéaires pour la demande de travail à estimer par des techniques non linéaires telles que la méthode des moments généralisés appliquée directement sur les relations d'Euler. D'autre part il faudra tenir compte des erreurs de mesure en introduisant explicitement un terme d'erreur supplémentaire pour chaque variable mal saisie et appliquer par la suite des techniques d'estimation plus appropriées (Hausmann et Taylor 1986). Ensuite, on peut envisager l'estimation d'un modèle à plusieurs régimes en utilisant les techniques de l'économétrie du déséquilibre. Cependant notons que de telles techniques ne sont avancées jusqu'ici que pour le cas statique.

Ces points, ainsi que d'autres, méritent d'être analysés dans le but d'améliorer les résultats des estimations et d'en donner des interprétations plus rigoureuses.

Annexe

On présentera ici les variables utilisées dans les estimations:

* Les effectifs employés (notés L) y compris les saisonniers. C'est une mesure approximative de l'input travail; on ne tiendra pas compte de la qualification ni du nombre d'heures travaillées faute d'informations. Les salariés saisonniers et occasionnels sont convertis en salariés permanents sur la base de 250 jours de travail par an et par personne.

* La valeur ajoutée en volume, Y, obtenue en déflatant la valeur ajoutée en valeur par l'indice des prix de la valeur ajoutée sectorielle provenant de la comptabilité nationale. Il s'agit d'approximer le niveau de la demande adressée à l'entreprise; une autre variable "proxy" est utilisée: c'est le chiffre d'affaires de l'entreprise.

* Le coût salarial nominal, w, défini par le ratio suivant: (masse salariale + charges sociales)/ effectifs; pour l'avoir en termes réels on le déflate par l'indice des prix de la production.

* Le coût d'usage du capital approximé par un taux d'intérêt apparent: (frais financiers+charges de financement)/dettes à long, moyen et court terme.

* Le stock de capital en volume: nous avons évalué les immobilisations au coût historique, c'est à dire au coût d'acquisition; la formule retenue par Mairesse (1985) consiste à déflater le capital (immobilisations) de l'année t par le déflateur des investissements de l'année t-A, où A désigne l'âge moyen des équipements calculé comme étant le rapport des amortissements cumulés à la valeur des équipements.

Références bibliographiques

* Ahn.S, "Efficient estimation of panel data models with exogenous and lagged dependent regressors", working paper, sept 1992.



- * Amar, Kramarz, Sevestre.P, " Contraintes de débouchés, structures de marché et dynamique de la demande de travail: Quelques estimations sur données de panel", papier présenté aux troisièmes journées sur les données de panel, Juin 1990, Paris.

- * Anderson-Hsiao, "Formulation and estimation of dynamic models using panel data", Journal of econometrics, 1982, 18, 47-82.

- * Arellano.M et Bond.S, "Some tests of specification for panel data: Monte-Carlo evidence and application to employment equations", Review of Economic Studies, 1991, 58, 277-297.

- * Arellano.M, "Testing for autocorrelation in dynamic random effects models", Review of Economic Studies, 1990, 57, 127-134.

- * Arellano.M, "A note on the Anderson-Hsiao estimation for panel data", Economic Letters, 31, 1989, 337-341.

- * Artus.P et Muet.P, "Investment and factor demand", 1990, North-Holland.

- * Balestra.P-Nerlove.M, "Pooling cross section and time series data in estimation of dynamic model: The demand for national gas", Econometrica, 34, 586-612.

- * Baltagi-Raj, "A survey of recent theoretical developments in the econometrics of panel data", in "Panel data analysis" Baltagi 1992.

- * Brechling, " The relationship between output and employment in British manufacturing industries", Review of Economic Studies, juillet 1965, 187-215.

- * Bresson.G, Kramarz.F and Sevestre.P, "Dynamic labour demand models", livre en cours d'édition, 1992.

- * Bresson.G, Kramarz.F, Sevestre.P, "Heterogenous labor and the dynamics of aggregate labor demand", livre de Baltagi, panel data analysis, 1992.

* Dormont.B, "Modèles de demande de travail: Une comparaison France-RFA sur données de panel", Thèse de troisième cycle, 1983 a, Université de Paris I.

* Dormont.B, "Substitution et coûts des facteurs", Annales de l'INSEE, 50, 1983 b.

* Faure.F et Sevestre.P, "Comparative properties of various consistent estimators for dynamic error components models: Further results", document de travail numéro 88-06, ERUDITE.

* Hamermesh.D, " Labor demand and demand and the structure of adjustment costs", American Economic Review, sept 1989, 674-687.

* Hansen.P et Singleton.J, "Generalised instrumental variables estimation of non linear rational expectations models", Econometrica, 50, Sept 1982.

* Hansen.P, " Large sample properties of generalised methods of moments", Econometrica, 50, 1982, 93-118.

* Hsiao.C, "Analysis of panel data", Cambridge University Press, 1986.

* Hausmann, "Specification tests in econometrics", Econometrica, 46, 1251-1271.

* Keane.M and Runkle.D, " On the estimation of panel data models with serial correlation when instruments are non strictly exogenous", Journal of Business and Economic Statistics, Avril 1991.

- * Hansen.P et Singleton.J, "Generalised instrumental variables estimation of non linear rational expectations models", *Econometrica*, 50, Sept 1982.
- * Hansen.P, " Large sample properties of generalised methods of moments", *Econometrica*, 50, 1982, 93-118.
- * Hsiao.C, "Analysis of panel data", Cambridge University Press, 1986.
- * Hausmann, "Specification tests in econometrics", *Econometrica*, 46, 1251-1271.
- * Keane.M and Runkle.D, " On the estimation of panel data models with serial correlation when instruments are non strictly exogenous", *Journal of Business and Economic Statistics*, Avril 1991.
- * Kennan.J, " The estimation of partial adjustment models with rational expectations", *Econometrica*, 47, 6, nov 1979.

- Kriaa.F, " Les modèles dynamiques à coefficients aléatoires: Etude théorique et application à la demande d'investissement de certaines branches de l'industrie manufacturière tunisienne", thèse d'Etat, fac de scs éco et de gestion de Tunis, 1987.
- * Leban.r, "Politique de l'emploi dans l'entreprise", *Economica*, 1986.

- * Malinvaud.E, " the theory of unemployment reconsidered", 1977, traduit dans " Réexamen de la théorie du chômage", 1980, Calman.Lévy, Paris.
- * Nadiri, "The effects of relative prices and capacity on the demand for labour in the U.S manufacturing sector", *Review of Economic Studies*, 1967, 273-287.
- * Nickell.S, " Dynamic models of labor demand", *Handbook of Labor Economics*", Vol I, 1986.

- * Nickell.S, "An investigation of the determinants of manufacturing employment in the united Kingdom", *Review of Economic Studies*, 1984, 529-557.

- * Nickell.S, Wadhawani.S, "Employment determination in British industry:Investigations using micro data", *Review of Economics Studies*, 1991, 58, 955-969.

* Oi, "Labor as quasi-fixed factor", journal of political economy, 1962.

* Sargent.T, " Estimation of dynamic labor demand under rational expectations", Journal of Political Economy, dec 1978, 1009-1044.

* Sevestre.P et Trognon.A, "Linear dynamic models", dans un livre en cours d'édition, 1992.

* Sevestre.P, " Modèles dynamiques à erreurs composées", thèse pour le doctorat de troisième cycle, 1983, Université de Paris I.

* White.H, "Instrumental variables regression with independant observations", Econometrica, 1982, 50, 483-500.

* White.H, "Asymptotic theory for econometricians", Academic Press, INC, 1984.