

LATEC

LABORATOIRE D'ANALYSE ET DE TECHNIQUES ÉCONOMIQUES

UMR 5601 CNRS

DOCUMENT DE TRAVAIL



Pôle d'Économie et de Gestion

2, boulevard Gabriel - 21000 DIJON - Tél. 03 80 39 54 30 - Fax 03 80 39 54 43

ISSN : 1260-8556

n° 9507

**La demande de travail par qualification : estimation
sur un panel d'entreprises tunisiennes**

Rim Ben Ayed Mouélhi*

juin 1995

Enseignant-chercheur
Faculté de Sciences économiques
Université de Tunis III

La demande de travail d'entrepreneurs tunisiens par niveau de qualification

Résumé

Le principal objectif de ce travail est d'appréhender les principaux déterminants de la demande de travail par qualification, sur des données de panel tunisiennes, exploitées pour la première fois.

Le choix de l'input travail est fait en supposant que l'entrepreneur opère sur des marchés **en concurrence monopolistique** et non en concurrence pure et parfaite comme il est souvent supposé dans les modèles de demande de travail. Cette dernière situation est en effet généralement inadaptée à la réalité des marchés de produits tunisiens.

Par ailleurs nous considérons l'existence de **différents niveaux de qualifications** au sein de l'entreprise. Ces différents niveaux ne réagissent pas de la même façon à un changement donné survenant dans l'entreprise. Ceci nous amène à formuler des coûts d'ajustements qui diffèrent d'une catégorie à une autre et ainsi à aboutir à des spécifications de demande de travail désagrégées (par catégorie).

Sur le plan économétrique, nous estimons des spécifications dynamiques à erreurs composées. Dès lors, nous utilisons les méthodes des variables instrumentales à une ou deux étapes (généralisation de l'estimateur de Balestra-Nerlove (1966)) jusqu'à leur généralisation et leur aboutissement à la méthode des moments généralisés (GMM).

Finalement, les résultats sont interprétés et discutés en faisant des comparaisons de comportements des différentes catégories d'emplois considérées.

Abstract

The main object of this paper is to apprehend the principal determinants of labor demand by qualification on a tunisian panel data (industrial firms).

The choice of labor input is formulated as a decision problem; that is a maximisation of profit function under different constraints. This maximisation is considered for a "maker price" firm, that is the case in a monopolistic-competitive environment for example. In this context, we can make test about the structure of the output market.

In this paper, we consider the different categories of labor in the firm. These react differently to economic chocs and their adjustment costs diverge (Sevestre, Kramarz, Amar 1990, 1992). As a result, we have different specifications for different categories.

The econometric application consists in estimation of dynamic specifications with components error. We use the principle of instrumental variables at one or two stage (the generalised instrumental variable) (White 1982, Balestra-Nerlove 1966), and the GMM principle (Hansen 1982, Arellano et Bond 1991, Ahn et Schmidt 1992).

Finally, the results of estimation are interpreted and discussed in terms of the divergence in comportment and reaction to economics chocs of the categories considered.

1 Introduction

L'objet de cet article est d'appréhender les principaux déterminants de la demande de travail par niveau de qualification sur des données de panel tunisiennes.

Les spécifications de demande de travail sont définies dans le cadre de marchés de produits **en situation de concurrence monopolistique**, la concurrence pure et parfaite étant a priori inadaptée aux marchés tunisiens.

Dans ce travail, nous tenons compte de l'existence de **différents niveaux de qualifications** au sein de l'entreprise, s'ajustant différemment aux changements de l'environnement de celle-ci, afin de définir le mieux possible la dynamique de l'emploi.

Dans ce sens, nous procédons ainsi: nous consacrons une première section à la présentation des spécifications théoriques formulées sous des hypothèses explicitées auparavant. Dans une deuxième section, nous procédons à la présentation des données d'entreprises puis à celle des résultats d'estimation en finissant par la discussion de ceux-ci.

2 Le modèle théorique

1- Les hypothèses du modèle

Le modèle de demande de travail des firmes sera formulé sous les principales hypothèses suivantes:

H1: les firmes sont situées sur des marchés en concurrence monopolistique, la concurrence pure et parfaite étant une structure rarement observée dans la réalité des marchés tunisiens entre autres. Dès lors nous considérons que les producteurs disposent d'une certaine latitude dans la détermination des prix de leurs produits et sont par là des

"price makers". De ce fait, l'entrepreneur doit tenir compte de la relation entre le prix du produit qu'il commercialise (p) et la demande qui lui est adressée (y) dans son problème de détermination du niveau de l'emploi optimal. Nous supposons que ce dernier fixe son prix en fonction de sa position sur le marché reflétée par sa part de marché (y/Q), et en tenant compte d'un indice de prix pratiqué au niveau de son secteur d'appartenance (p^s). Q représente la production globale du secteur (Amar, Kramarz et Sevestre 1990). Ainsi:

$$p_t = \frac{(Y_t)^{-1/\eta}}{Q_t} p^s_t \quad (1-1)$$

η est l'élasticité prix de la demande (elle est infinie en concurrence pure et parfaite, auquel cas le prix est fixe).

H2: L'emploi dans une firme ne s'ajuste pas instantanément à son niveau d'équilibre car cet ajustement occasionne des coûts d'embauche et de licenciement (Oi 1962, Nickell 1984). Le travail est un facteur **quasi- fixe** qui occasionne à la fois des coûts variables (les coûts salariaux) et des coûts d'ajustement. Ces derniers sont représentés par la fonction convexe des variations des effectifs (L):

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

qui traduit le fait que ces coûts croissent avec le nombre de personnes engagées (ou licenciées) d'une part et d'autre part que le recrutement (ou le licenciement) a d'autant plus de chances de coûter cher qu'une fraction plus importante de l'effectif est considérée (Leban 1986). Par ailleurs, nous considérons **l'existence de deux niveaux de qualification** au sein de l'entreprise (qualifié L^1 , et non qualifié L^2), (H3). Dès lors, nous tenons compte du fait que les niveaux d'emplois correspondant à différentes qualifications ne réagissent pas de la même façon à un changement donné de l'environnement de l'entreprise. Les coûts d'ajustement diffèrent alors selon le type d'emploi considéré (Bresson, Kramarz et Sevestre 1990, 1992); aux emplois les plus qualifiés sont associés des coûts d'ajustement élevés et aux emplois moins qualifiés des coûts plus faibles. Ainsi, nous associons aux deux catégories

respectivement les deux fonctions de coûts d'ajustement suivantes:

$$\begin{aligned} & a^1/2 (L^1_t - L^1_{t-1})^2 \\ & a^2/2 (L^2_t - L^2_{t-1})^2 \end{aligned} \quad (1-3)$$

(a^1 et a^2 sont des paramètres positifs).

H4: D'autres hypothèses d'ordre général sont retenues telle que l'hypothèse simplificatrice d'une forme Cobb-Douglas représentant la technologie:

$$Y = (L^1)^{\alpha^1} (L^2)^{\alpha^2} (K)^{\beta} \quad (1-4)$$

où K représente le stock de capital que nous supposons un **facteur fixe** en courte période, ne générant pas des coûts d'ajustement.

Nous retenons un schéma d'anticipations rationnelles (Sargent 1979, Nickell 1984) selon lequel la firme maximise une espérance conditionnelle du profit.

2- Le modèle théorique

Sous les hypothèses sus-mentionnées, l'entrepreneur cherche à maximiser l'espérance conditionnée par l'ensemble de l'information disponible de la valeur actualisée de ses profits:

$$\text{Max } \Pi = E_t \sum_{\tau=0}^{\infty} \frac{1}{(1+r)^\tau} \left[p_{t+\tau} Y_{t+\tau} - w^1_{t+\tau} L^1_{t+\tau} - w^2_{t+\tau} L^2_{t+\tau} - \frac{a^1}{2} (L^1_{t+\tau} - L^1_{t+\tau-1})^2 - \frac{a^2}{2} (L^2_{t+\tau} - L^2_{t+\tau-1})^2 \right] \quad (2-1)$$

ou encore, en remplaçant le prix par son expression (1-1):

$$\text{Max } \Pi = E_t \sum_{\tau=0}^{\infty} \frac{1}{(1+r)^\tau} \left[p^s_{t+\tau} g(Y_{t+\tau}) - w^1_{t+\tau} L^1_{t+\tau} - w^2_{t+\tau} L^2_{t+\tau} - \frac{a^1}{2} (L^1_{t+\tau} - L^1_{t+\tau-1})^2 - \frac{a^2}{2} (L^2_{t+\tau} - L^2_{t+\tau-1})^2 \right] \quad (2-2)$$

(w^1 et w^2 sont les coûts salariaux des deux qualifications respectives L^1 et L^2 ; r est le taux d'intérêt).



$$\text{où } g(Y_{t+\tau}) = \left(\frac{Y_{t+\tau}}{Q_{t+\tau}} \right)^{-1/\eta} Y_{t+\tau} = g(L^1_{t+\tau}, L^2_{t+\tau}) \quad (2-3)$$

ce qui suppose un niveau fixé de la production sectorielle à court terme.

Les conditions de premier ordre d'Euler sont alors:

$$\frac{\partial \Pi}{\partial L^1_{t+\tau}} = E_t \left[\left(\frac{1}{1+r} \right) a^1 (L^1_{t+\tau+1} - L^1_{t+\tau}) - a^1 (L^1_{t+\tau} - L^1_{t+\tau-1}) - w^1_{t+\tau} + p^s_{t+\tau} \frac{\partial g}{\partial L^1_{t+\tau}} \right] \quad (2-4)$$

$$\frac{\partial \Pi}{\partial L^2_{t+\tau}} = E_t \left[\left(\frac{1}{1+r} \right) a^2 (L^2_{t+\tau+1} - L^2_{t+\tau}) - a^2 (L^2_{t+\tau} - L^2_{t+\tau-1}) - w^2_{t+\tau} + p^s_{t+\tau} \frac{\partial g}{\partial L^2_{t+\tau}} \right] = 0$$

La résolution d'un tel système passe par une approximation au voisinage de l'équilibre de long terme (où $a^1 = a^2 = 0$), ainsi qu'une linéarisation de g au voisinage de cet équilibre telle que celle présentée par Nickell (1984) ou Bresson, Kramarz et Sevestre (1992). Nous aboutissons alors à deux équations différentielles de second ordre, respectivement en L^1 et L^2 , dont les solutions générales s'expriment ainsi (Sargent 1979, Nickell 1984):

$$L^1_t = \lambda_1 L^1_{t-1} + (1 + \lambda_1) (1 - \alpha_1 \lambda_1) \sum_{\tau=0}^{\cdot} (\alpha_1 \lambda_1)^\tau L^{1*}_{t+\tau} \quad (2-5)$$

$$L^2_t = \lambda_2 L^2_{t-1} + (1 + \lambda_2) (1 - \alpha_2 \lambda_2) \sum_{\tau=0}^{\cdot} (\alpha_2 \lambda_2)^\tau L^{2*}_{t+\tau}$$

où λ_1 et λ_2 sont les coefficients d'ajustement respectifs des niveaux d'emplois effectifs des deux qualifications à leurs niveaux d'équilibre L^{1*} et L^{2*} (respectivement).

En supposant que les variations de l'emploi sont faibles d'une année sur l'autre pour les deux qualifications, nous

retrouvons les mêmes solutions (2-5) pour les variables exprimées en logarithmes (notées en minuscules), (Bresson, Kramarz et Sevestre 1992).

L^{1*} et L^{2*} sont les solutions du problème de maximisation du profit dans le cadre statique de long terme suivant (en l'absence de coûts d'ajustement):

$$\begin{aligned} \text{Max}\Pi = & \left(\frac{Y_t}{Q_t}\right)^{-1/\eta} p^s Y_t - w^1_t L^1_t - w^2_t L^2_t \\ & L^1, L^2 \end{aligned} \quad (2-6)$$

dont les conditions de premier ordre sont:

$$\begin{aligned} \alpha_1 p^s \frac{Y_t}{L^1_t} \left(\frac{Y_t}{Q_t}\right)^{-1/\eta} (1-1/\eta) &= w^1_t \\ \alpha_2 p^s \frac{Y_t}{L^2_t} \left(\frac{Y_t}{Q_t}\right)^{-1/\eta} (1-1/\eta) &= w^2_t \end{aligned} \quad (2-7)$$

où α_1 et α_2 représentent respectivement les élasticités de la production par rapport aux deux niveaux de qualifications L^1 et L^2 . Les solutions de long terme sont alors:

$$\begin{aligned} L^{1*}_t &= \text{cte} \left(\frac{w^1_t}{p^s}\right)^{-1/1-\alpha_1\alpha_2} \left(\frac{w^1_t}{w^2_t}\right)^{\alpha_2/1-\alpha_1\alpha_2} \left(\frac{Y_t}{Q_t}\right)^{-1/\eta(1-\alpha_1\alpha_2)} K_t^{\beta/1-\alpha_1\alpha_2} \\ L^{2*}_t &= \text{cte} \left(\frac{w^2_t}{p^s}\right)^{-1/1-\alpha_1\alpha_2} \left(\frac{w^2_t}{w^1_t}\right)^{\alpha_1/1-\alpha_1\alpha_2} \left(\frac{Y_t}{Q_t}\right)^{-1/\eta(1-\alpha_1\alpha_2)} K_t^{\beta/1-\alpha_1\alpha_2} \end{aligned} \quad (2-8)$$

Pour formuler des anticipations sur les variables explicatives, nous retenons des processus autorégressifs d'ordre 1 (Sargent 1979, Nickell 84). Finalement, il suffit de remplacer L^{1*} et L^{2*} par leurs dernières expressions (2-8) dans (2-5) pour aboutir aux solutions de courte période suivantes (en log):

$$\begin{aligned} \text{Log } L^1_t = & (1-\lambda_1)\text{Log}L^1_{t-1} + \frac{\lambda_1}{-\eta(1-\alpha_1-\alpha_2)} \text{Log}\left(\frac{Y_t}{Q_t}\right) - \frac{\lambda_1}{(1-\alpha_1-\alpha_2)} \text{Log}\left(\frac{w^1_t}{p^s}\right) + \\ & \frac{\lambda_1\alpha_2}{(1-\alpha_1-\alpha_2)} \text{Log}\left(\frac{w^1_t}{w^2_t}\right) + \frac{\lambda_1\beta}{(1-\alpha_1-\alpha_2)} \text{Log}(K_t) + \text{cte} \end{aligned} \quad (2-9)$$

$$\begin{aligned} \text{Log } L^2_t = & (1-\lambda_2)\text{Log}L^2_{t-1} + \frac{\lambda_2}{-\eta(1-\alpha_1-\alpha_2)} \text{Log}\left(\frac{Y_t}{Q_t}\right) - \frac{\lambda_2}{(1-\alpha_1-\alpha_2)} \text{Log}\left(\frac{w^2_t}{p^s}\right) + \\ & \frac{\lambda_2\alpha_1}{(1-\alpha_1-\alpha_2)} \text{Log}\left(\frac{w^2_t}{w^1_t}\right) + \frac{\lambda_2\beta}{(1-\alpha_1-\alpha_2)} \text{Log}(K_t) + \text{cte} \end{aligned}$$

dans lesquelles les coefficients représentent des élasticités de court terme de l'emploi par rapport à ses différents déterminants. Les élasticités de long terme sont obtenues par simple division par les coefficients d'ajustement λ_1 et λ_2 respectivement.

L'estimation du système (2-9) fournit des éléments de comparaison quant aux réactions des différentes catégories de l'emploi aux chocs exogènes. Malheureusement, il est difficile de disposer, au niveau de l'entreprise, de l'information détaillée des salaires moyens par catégorie. Pour dépasser ce problème, Nickell (1984) retient l'hypothèse de stabilité des salaires relatifs selon laquelle: $w^1/w^2 = \text{cte}$, et par là, $w^1 = \delta w$ et

$w^2 = (1-\delta)w$, w étant le salaire moyen toute catégorie confondue; auquel cas le modèle à estimer devient, en introduisant la dimension individuelle (i) en plus de la dimension temporelle (t):

$$\begin{aligned} \text{Log } L^1_{it} = & (1-\lambda_1)\text{Log}L^1_{it-1} + \frac{\lambda_1}{-\eta(1-\alpha_1-\alpha_2)} \text{Log}\left(\frac{Y_{it}}{Q_t}\right) - \frac{\lambda_1}{(1-\alpha_1-\alpha_2)} \text{Log}\left(\frac{w_{it}}{p^s_t}\right) + \\ & + \frac{\lambda_2\beta}{(1-\alpha_1-\alpha_2)} \text{Log}(K_{it}) + \text{cte} \end{aligned} \quad (2-10)$$

$$\begin{aligned} \text{Log } L^2_{it} = & (1-\lambda_2)\text{Log}L^2_{it-1} + \frac{\lambda_2}{-\eta(1-\alpha_1-\alpha_2)} \text{Log}\left(\frac{Y_{it}}{Q_t}\right) - \frac{\lambda_2}{(1-\alpha_1-\alpha_2)} \text{Log}\left(\frac{w_{it}}{p^s_t}\right) + \\ & + \frac{\lambda_2\beta}{(1-\alpha_1-\alpha_2)} \text{Log}(K_{it}) + \text{cte} \end{aligned}$$

Il est à remarquer que lorsque η tend vers l'infini, le coefficient associé à la part de marché tend vers 0 et nous retrouvons les spécifications de demande de travail en situation de concurrence pure et parfaite où le prix est une donnée du marché. Ceci prouve que la dernière spécification englobe différentes structures sur le marché du produit.

Il reste à noter qu'en présence de deux qualifications et sous l'hypothèse de stabilité de la structure de l'emploi désiré dans le temps¹, le niveau agrégé de l'emploi dans la firme ($L=L^1+L^2$) suit un processus autoregressif d'ordre 2 et s'exprime en fonction des retards d'ordre 1 des variables intervenant dans l'équation de l'emploi désiré (la solution d'équilibre de long terme) (Nickell 1984, 1986, Bresson, Kramarz et Sevestre 1992). L'emploi agrégé s'exprime alors ainsi:

$$\begin{aligned} \log L_{it} = & (\lambda_1 + \lambda_2) \log L_{it-1} - \lambda_1 \lambda_2 \log L_{it-2} + (\lambda_1 \mu + \lambda_2 - \lambda_2 \mu) \\ & \left[\frac{1}{-\eta(1-\beta)} \log \left(\frac{Y_{it}}{Q_t} \right) - \frac{1}{(1-\beta)} \log \left(\frac{W_{it}}{P^s_{it}} \right) + \left(\frac{\alpha}{1-\beta} \right) \log K_{it} \right] + \\ & (-\lambda_1 \lambda_2) \left[\frac{1}{-\eta(1-\beta)} \log \left(\frac{Y_{it-1}}{Q_{t-1}} \right) - \frac{1}{(1-\beta)} \log \left(\frac{W_{it-1}}{P^s_{it-1}} \right) + \left(\frac{\alpha}{1-\beta} \right) \log K_{it-1} \right] \end{aligned} \quad (2-11)$$

Ce sont ces spécifications de demande de travail (2-10 et 2-11) que nous allons estimer sur les données d'entreprises tunisiennes; les données et les estimations sont présentées dans la section suivante.

¹ Ce qui implique:

$$\frac{L^1_t}{L^2_t} = \text{cte}, \text{ avec } L^1_t = \mu L_t^* \text{ et } L^2_t = (1-\mu) L_t^*$$

où μ est une proportion.

3 Les données et les résultats des estimations

1- Les données

L'échantillon d'entreprises sur lequel nous allons travailler provient de l'enquête annuelle des entreprises publiée par l'Institut National de la Statistique. L'enquête a commencé en 1983, nous la suivrons jusqu'en 1988, période sur laquelle l'information a été saisie et traitée.

Le questionnaire de l'enquête comporte différents volets entre autre le volet "emplois et salaires" qui présente la répartition du personnel entre permanents et saisonniers d'une part, et entre deux qualifications d'autre part: cadres et agents de maîtrise (L1 - main d'oeuvre qualifiée), agents d'exécution (L2 - main d'oeuvre non qualifiée). Cette dernière qualification représente une part importante de l'emploi total et ceci dans tous les secteurs (aux alentours de 82% dans le secteur textile). Les salaires ainsi que les charges sociales supportées par l'entreprise, toutes catégories confondues, sont fournis par l'enquête.

Le fichier de base contient énormément d'incohérences et de lacunes, un traitement manuel de cette base de données a été effectué. Nous avons procédé à un cylindrage et au nettoyage des données originelles pour aboutir à un échantillon de 332 entreprises privées, réparties sur les six secteurs industriels (IAA, IMCCV, IME, ICH, ITHC, ID). Cet échantillon retient sur la période une part importante de l'emploi salarié de toute l'industrie manufacturière (20% dans le secteur de l'industrie textile ITHC en 1983) ainsi que de la valeur ajoutée (Ben Ayed 1994). L'évolution dans l'échantillon de quelques variables importantes dans l'étude (emploi, valeur ajoutée, salaire...) a correspondu, plus ou moins, à leur évolution macro-économique, ce qui consolide et assure la représentativité statistique de notre échantillon. Les estimations sont menées secteur par

secteur, en raison de l'hétérogénéité des comportements sectoriels de demande de travail. Nous fournissons ici, les résultats obtenus pour le secteur ITHC (123 entreprises), secteur d'importance majeure pour l'essor de l'économie tunisienne, étant gros employeur, accumulateur de capital du fait de sa politique d'investissement et enfin grand exportateur.

2- Les résultats des estimations

La décomposition de la variance des variables clés dans cette étude a fait apparaître une extrême dominance de la variance inter-entreprises par rapport à la variance intra-entreprises. Ceci nous a incité à considérer les spécifications dynamiques (2-10) et (2-11) avec des termes d'erreurs composés d'effets individuels en plus des effets variables à travers les deux dimensions temporelle et individuelle (modèles dynamiques à erreurs composées). Les méthodes d'estimation théoriquement convergentes dérivent en général du principe des variables instrumentales, jusqu'à leur aboutissement à la méthode des moments généralisés, afin de corriger le problème de corrélation entre les variables explicatives et le terme d'erreur. Parmi celles-ci, nous utilisons la méthode de Balestra-Nerlove (1966), à une ou à deux étapes (B-N-G), ainsi que la méthode des moments généralisée (Hansen 1982, Hall 1993, Arellano et Bond 1991).

Plusieurs essais de calcul ont été effectués en changeant la structure de retards, les variables instrumentales... Nous présentons ici que les résultats pertinents afin de ne pas alourdir la présentation.

Les estimations obtenues par la méthode de B-N-G sont satisfaisantes (Tableau T1). Cette méthode utilise les variables exogènes retardées du modèle comme instruments et tient compte de la structure non scalaire de la matrice de variances-covariances des erreurs.¹ Sous l'hypothèse d'exogénéité stricte

¹ Cette méthode consiste à estimer la matrice de variances-covariances dans une première étape, à partir de laquelle une transformation du modèle de départ est proposée de façon à la rendre sphérique. Une

des variables instrumentales utilisées et connaissant la structure exacte de la matrice des variances-covariances, cette méthode est efficace (White 1984). Dans le cas où cette structure n'est pas connue, il est difficile de proposer une transformation qui rend le modèle sphérique, la méthode des moments généralisée (MMG avec les mêmes instruments) est alors adéquate. Ces deux méthodes nous ont fourni des résultats comparables, économiquement et économétriquement acceptables (cf Tableau T1).

Une autre méthode appliquée sur le modèle en différences premières¹ (Arellano et Bond 1991) a été essayé. Il s'agit d'une méthode des MMG qui préconise l'utilisation, comme instruments, des retards des variables prédéterminées et non nécessairement exogènes au sens strict. Ceci permet d'élargir l'ensemble des variables instrumentales, et par là même les conditions d'orthogonalité. Cependant, cette méthode n'est efficace que sous différentes hypothèses (Ahn et Schmidt 1992) qui garantissent la validité des conditions d'orthogonalité, en particulier l'hypothèse de non autocorrélation des erreurs d'un ordre supérieur à 1 (Arellano et Bond 1991). Les résultats obtenus par cette méthode sont un peu différents de ceux des deux premières; ils permettent cependant de tirer les mêmes commentaires quant à la différence de comportement entre les deux qualifications retenues (cf Annexe).

Les deux premières méthodes fournissent des élasticités, de court terme et de long terme, du bon signe et de valeurs plausibles pour les deux qualifications retenues. Elles prennent des valeurs statistiquement différentes d'une qualification à une autre.

deuxième étape consiste à appliquer les instruments sur le modèle sphéricisé. Il s'agit de la méthode des variables instrumentales généralisée proposée par White (1982).

¹ Le passage aux différences premières permet de se débarrasser du terme d'erreur spécifique qui est généralement en corrélation avec les variables explicatives du modèle.

(T1) Estimation de la demande de travail par qualifications: spécifications (2-10).

Elasticités de CT					\bar{R}^2 (σ)	Elasticités de L.T			
	l_{it-1}	y_{it}/Q_t	k_{it}	w_{it}/p_t^s		Effet part de marché de LT	Effet salaire de LT	Effet capital de LT	DM A ¹
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
première qualification: ²									
- BNG ³	0,59 (3,59)	0,17 (2,33)	0,067 (2,15)	-0,085 (-1,51)	0,65 (0,2)	0,41	-0,2	0,16	1,4
- GMM ⁴	0,51 (3,6)	0,19 (2,9)	0,065 (2,0)	-0,24 (-3,5)	0,63 (0,26)	0,38	-0,48	0,13	1,04
Deuxième qualification ⁵									
- BNG	0,18 (1,7)	0,41 (6,5)	0,058 (1,29)	-0,34 (-2,5)	0,31 (0,17)	0,5	-0,41	0,07	0,21
- MMG	0,05 (0,55)	0,53 (17,5)	0,025 (0,55)	-0,6 (-8,3)	0,23 (0,18)	0,55	-0,63	0,026	0,05

(Les ratios t figurent entre parenthèses)

¹ DMA: délai moyen d'ajustement= $(1-\lambda)/\lambda$.

² Il s'agit des cadres et des agents de maîtrise.

³ Il s'agit de la méthode de Balestra-Nerlove généralisée (BNG).

⁴ Il s'agit de la méthode des moments généralisés (MMG) avec les mêmes instruments que BNG.

⁵ Il s'agit des agents d'exécution.

La variable d'intérêt part de marché est fortement significative dans les deux équations donnant lieu à une élasticité-demande finie indiquant ainsi **la présence d'une structure de marché autre que la concurrence pure et parfaite** (pour laquelle l'élasticité-demande serait infinie). Dans une telle situation, le pouvoir de fixation des prix par l'entreprise lui permet de s'adapter facilement aux différents chocs sur la demande de biens ou sur les coûts des facteurs, et par là d'atténuer leurs effets sur l'emploi.

L'élasticité de la demande de travail par rapport au coût salarial (colonne 4) est négative et faible pour les agents de maîtrise, plus élevée pour les agents d'exécution à court comme à long terme. Les agents d'exécution paraissent plus sensibles aux coûts salariaux¹.

L'élasticité de la demande de travail par rapport au facteur capital (colonnes 3 et 8) prend plutôt des valeurs modérées, significatives pour les agents qualifiés, non significatives pour les agents non qualifiés. Les agents qualifiés paraissent plus sensibles à la disponibilité du capital que les agents non qualifiés. Nous parlerons donc de l'existence d'une certaine **complémentarité entre la main d'oeuvre qualifiée et le capital**.

Finalement, pour ce qui est du délai moyen d'ajustement (colonne 9), nous remarquons que **la main-d'oeuvre non qualifiée s'ajuste d'une manière nettement plus rapide aux différents chocs économiques** que la main d'oeuvre qualifiée. Les coûts d'ajustement associés à cette dernière sont élevés, ce qui nuit à la flexibilité de ce facteur au sein de l'entreprise.

¹ Cependant, l'effet salaire est mal appréhendé ici étant donné que la mesure retenue pour ce dernier est grossière (coût salarial moyen toutes qualifications confondues). Ses variations (hausse ou baisse) peuvent être dues à une variation réelle du coût moyen mais aussi à des changements au niveau de la structure de l'emploi (plus ou moins de cadres).

L'estimation de la demande de travail agrégée (2-11) fournit des résultats (Tableau T2) semblables à ceux obtenus pour la catégorie non qualifiée. Ceci n'est pas étonnant dans la mesure où cette dernière catégorie représente la majorité du facteur travail.

(T2) Estimation de la demande de travail agrégée par la méthode des moments généralisée: spécification (2-11)

variables	l_{t-1}	l_{t-2}	y_{it}/Q_t	y_{it-1}/Q_{t-1}	k_{it}	k_{it-1}	w_{it}/p^s_t	w_{it-1}/p^s_{t-1}	\bar{R}^2 (σ)
Elast de C.T	1 (9,6)	-0,06 (-0,59)	0,33 (9,2)	-0,3 (-7,9)	-0,056 (-0,28)	0,0559 (0,28)	-0,43 (-7,1)	0,35 (5,6)	0,97 (0,17)

	Elasticités de LT
Elasticité Part de marché	0,5
Elasticité Capital	~ 0
Elasticité Salaire	-1,3

Conclusion :

L'objet de ce travail a été d'étudier le comportement de demande de travail par qualification, pour quelques entrepreneurs tunisiens du secteur textile. Pour cela, nous avons retenu un environnement de concurrence monopolistique qui nous permet de tester en particulier la structure de concurrence pure et parfaite. Celle ci est effectivement inadaptée aux marchés considérés.

Les résultats auxquels nous avons abouti confirment la divergence de réaction selon qu'il s'agit de main d'oeuvre qualifiée ou non qualifiée. Cette dernière paraît peu sensible à la disponibilité du facteur capital, les agents de maîtrise y sont plus sensibles; nous constatons donc une complémentarité entre capital et main d'oeuvre qualifiée. Cependant, la demande d'agents d'exécution est plus sensible aux variations salariales que celle des agents de maîtrise. Par ailleurs, la main d'oeuvre qualifiée s'ajuste plus lentement aux différents chocs économiques, les coûts d'ajustement qui lui sont associés étant élevés.

Cependant, la désagrégation de l'emploi en deux niveaux seulement reste insuffisante, l'hétérogénéité garde une certaine influence sur les résultats. Il serait alors intéressant de considérer plus de deux qualifications si les données étaient disponibles.

Annexe

Les estimations par la méthode des MMG
d'Arellano et Bond

Elasticités de CT						Elasticités de LT			
	l_{it-1}	y_{it}/Q_{it}	k_{it}	w_{it}/p_t^s	\bar{R}^2 (σ)	Part de marché	salaire	capit- al	DMA
Qualif - ication 1	0,2 (1,2)	0,076 (1,05)	0,117 (0,72)	-0,17 (0,24)	0,0024 (0,24)	0,095	-0,21	0,14	0,25
Qualif - ication 2	0,17 (1,38)	0,34 (7,9)	0,014 (0,42)	-0,45 (-6,6)	0,095 (0,21)	0,4	-0,54	0,016	0,2

Références bibliographiques

- * Ahn S et Schmidt P, "Efficient estimation of panel data models with exogenous and lagged dependent regressors", working paper, sept 1992.
- * Amar M, Kramarz F, Sevestre P, " Contraintes de débouchés, structures de marché et dynamique de la demande de travail: Quelques estimations sur données de panel", communication aux troisièmes journées sur les données de panel, Juin 1990, Paris.
- * Amemiya T, " The nonlinear two-stage least-squares estimator", Journal of Econometrics, N° 2, 1974, pp 105-110.
- * Anderson T.W et Hsiao.C, "Formulation and estimation of dynamic models using panel data", Journal of econometrics, Vol 18, 1982, pp 578-606.
- * 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, pp 277-297.
- * Balestra P et Nerlove M, "Pooling cross section and time series data in estimation of dynamic model: The demand for national gas", Econometrica, Vol 34, N°3, Juillet 1966, pp 586-612.
- * Balestra P, "Econométrie des données de panel", cours du DEA, 1990, Dijon.
- * Baltagi B.H et Raj B, "A survey of recent theoretical developments in the econometrics of panel data", in "Panel data analysis" Baltagi 1992.
- * Ben Ayed Mouelhi R, "Les comportements de demande de travail d'entrepreneurs tunisiens: analyse théorique et empirique", Thèse de Doctorat, Octobre 1994, Dijon.

* Blanchard P, Bresson G, Kramarz F, Sevestre P, "Hétérogénéité des vitesses d'ajustement et dynamique de l'emploi global", document de travail, 1989.

* Bresson G, Kramarz F, Sevestre P, "Heterogeneous labor and the dynamics of aggregate labor demand", *Empirical Economics*, 17, 1992, pp 153-168.

* Bresson G, Kramarz F and Sevestre P, "Dynamic labour demand models", dans L Matyas et P Sevestre, "The Econometrics of Panel Data", Kluwer Academic Publishers, 1992, pp 360-387 .

* Crépon B, Mairesse J et Sevestre P, "Methods of moments and panel data. An overview and some simulation experiments", communication au cinquième journées des données de panel, 1994, Paris.

* Dormont B, " Modèles de demande de travail: spécification et estimation sur données de Panel", *Revue Economique*, N°3, Mai 1986, pp 455-487.

* Dormont B, " Introduction à l'économétrie des données de panel: théorie et applications à des échantillons d'entreprises", *Monographies d'économétrie*, 1989.

* Fuller W.A et Battese E, " Transformations for estimation of linear models with nested-error structure", *Journal of the American Statistical Association*, Vol 68, N° 343, Septembre 1973, pp 626-632.

* Hall A, " Some aspects of generalised method of moments estimation", *Handbook of Statistics*, Vol 11, 1993, pp 393-417.

* Hansen L.P, " Large sample properties of generalised methods of moments", *Econometrica*, Vol 50, N° 4, Juillet 1982, pp 93-118.

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

* Liviatan N, "Consistent estimation of distributed lags", *International Economic Review*, Vol 4, 1966, pp 44-52.

* Nickell S.J, " Fixed costs, employment and labour demand over the cycle", *Economica*, N°45, 1978, pp 329-345.

* Nickell S.J, " Dynamic models of labor demand", *Handbook of Labor Economics*", Vol I, Elsevier Science Publishers BV, 1986.

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

* Oi W.Y, "Labor as a quasi fixed factor", *Journal of Political Economy*, December, 1962.

* Papagni E, "Dynamic factor demands and market structure under rational expectations: some estimates for the Italian manufacturing system", *Applied Economics*, 22, 1990, pp 1377-1387.

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

* White H, "Instrumental variables regression with independant observations", *Econometrica*, Vol 50, N°2, Mars 1982, pp 483-500.

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