

## LE DUALISME DU MARCHÉ DU TRAVAIL EN TUNISIE: CHOIX «OCCUPATIONNEL» ET ECART SALARIAL

Faouzi **SBOUI**\*

### INTRODUCTION :

Le dualisme du marché du travail est la forme la plus restrictive de sa segmentation. Par définition, un marché du travail est segmenté lorsque des travailleurs à caractéristiques productives similaires sont rémunérés différemment selon le secteur d'emplois où ils sont affectés. Cette situation sous-entend naturellement l'absence de mobilité entre les secteurs.

La théorie de la segmentation du marché du travail a été initialement développée aux Etats-Unis pour expliquer l'accroissement de la pauvreté durant la période de croissance des années 60. Les travaux de Doeringer et Piore (1971), puis Piore (1978) en constituent les piliers<sup>1</sup>. Toutefois, cette théorie a été largement validée dans les pays en voie de développement, pour lesquels une modélisation dualiste des économies était déjà ancienne. En effet, depuis les travaux de Lewis (1954) et de Harris et Todaro (1971) les économies en voie de développement étaient caractérisées par une opposition entre deux formes d'activité (traditionnelle dans le monde rural et moderne dans le monde urbain).

La vulgarisation de la conception dualiste du marché du travail a fait naître plusieurs formes de dichotomie allant de l'opposition traditionnelle entre rural et urbain à l'opposition plus institutionnalisée entre privé et public en passant par la forme la plus «féconde» entre formel (moderne) et informel dans le milieu urbain. Dans sa forme dualiste, le marché du travail n'a rien de walrasien. Le fonctionnement différencié des deux secteurs qui le composent n'est pas dû à des imperfections de la concurrence mais plutôt associé à leurs logiques

---

\* Maître assistant à la Faculté des Sciences Economiques et de Gestion de Sfax.

<sup>1</sup> D'autres travaux peuvent être considérés comme fondateurs de cette théorie: Thurow et Lucas (1972); Gordon (1972); Harrison (1972); Edwards, Reich et Gordon (1973).

propres. Les écarts de salaires observés ne sont pas nécessairement expliqués par les différentiels de dotations individuelles en capital humain (i.e. des différentiels de productivité). Il est généralement admis, à cet égard, que le marché du travail est scindé en deux secteurs complètement opposés en matière de protections institutionnelles associées aux occupations. Le premier, qualifié de secteur primaire, est généralement réputé par ses salaires élevés, la forte stabilité de l'emploi et des perspectives importantes de carrière. Le second, naturellement secondaire, est caractérisé par des salaires relativement faibles, une forte rotation de sa main-d'œuvre et l'absence de perspectives de carrière au sein de l'entreprise.

Bien que la transposition de ce type de modèle dans les économies en voie de développement semble retenir quasi-exclusivement la dichotomie formel/informel, plusieurs études<sup>1</sup> ont montré que la solidité de cette opposition n'est pas évidente. L'hétérogénéité à l'intérieur de chaque secteur constitue une véritable limite analytique. En effet, certaines occupations dans le secteur informel semblent assurer une rentabilité au capital humain, comparable à celle dans le secteur moderne (Sbouï, 1997; 2002). En outre, des occupations similaires dans le secteur formel sont souvent inégalement rémunérées. Les faits dans certaines régions du monde<sup>2</sup> indiquent une certaine continuité, plutôt qu'une rupture, dans les formes d'emploi au sein des deux secteurs.

Le présent travail adhère au dépassement du dualisme du marché du travail basé sur un clivage entre formel et informel et propose une stratification déterminée par les caractéristiques des emplois occupés. Il s'agit de procéder à la détermination à posteriori de catégories d'emplois conformément aux critères capitaux avancés par les théories dualistes ou de la segmentation du marché du travail, à savoir, les écarts de salaires non compensatoires et le rationnement à l'entrée de la partie primaire du marché. Une telle démarche pourrait mieux rendre compte des réalités de fonctionnement des marchés du travail et propose un terrain fertile à l'analyse de la vulnérabilité associée à l'occupation. D'autant plus que l'analyse de la pauvreté dans les pays en voie de développement a mis en évidence que l'incidence de la pauvreté est étroitement liée à la segmentation du marché du travail.

---

<sup>1</sup> Voir S. Kannappan (1985).

<sup>2</sup> Comme l'Amérique Latine et le Maghreb.

Ce papier est organisé comme suit. La première section propose de mettre en évidence la segmentation du marché du travail en Tunisie. Cet objectif est atteint en deux étapes. D'abord, une stratification à posteriori du marché du travail nous suggère les groupes d'emplois à retenir. Ensuite, la condition de rationnement des emplois protégés est examinée. La seconde section appréhende les écarts de salaires entre les groupes d'emplois retenus et tente de mettre en évidence leur caractère non compensatoire.

## **1. LA SEGMENTATION DU MARCHÉ DU TRAVAIL EN TUNISIE.**

La mise en évidence de la structure segmentée du marché du travail repose sur une démarche à plusieurs niveaux couplant une analyse en classification de groupes et un ensemble d'estimations économétriques visant à appréhender l'accès au secteur d'emplois protégés. Les données à la base de cette étude proviennent de l'enquête population-emploi réalisée par l'Institut National de la Statistique (INS) en 1999. Il s'agit d'un échantillon de 5979 salariés tiré d'une base nationale couvrant des individus des deux sexes, âgés de 15 ans ou plus, de 125 000 ménages. Tout le territoire tunisien est représenté par ses deux milieux urbain et rural. Les informations disponibles renseignent sur les caractéristiques des individus (sexe, âge, milieu, niveau d'instruction, état matrimonial) et sur l'emploi occupé (secteur d'activité, rythme de travail, mode de paiement et salaire).

### **1.2- Stratification du marché du travail en Tunisie**

Dans le but d'identifier des groupes d'individus occupant des emplois relativement homogènes, constituant le marché du travail en Tunisie, le recours à la procédure de classification en nuées dynamiques (l'analyse Cluster de SPSS) semble opportun. Contrairement aux approches généralement retenues pour le découpage du marché du travail qui se fondent sur des critères prédéfinis, l'analyse Clusters propose une stratification à posteriori. Cette procédure est basée sur un algorithme inhérent au critère centroïde (Nearest centroid sorting). Celui-ci est décrit par Lachaud (1995) de la manière suivante: «Si  $n$  est le nombre de groupes requis, les  $n$  premiers cas du fichier<sup>1</sup> seront sélectionnés en tant que centres temporaires. Par la suite, lorsque des cas supplémentaires sont pris en

---

<sup>1</sup> Des individus dans notre cas.

compte, un cas remplace un centre si sa plus petite distance à un centre est supérieure à l'écart entre les deux centres les plus proches<sup>1</sup>. Le centre le moins éloigné du cas est remplacé. De même, un cas se substitue à un centre si sa plus faible distance d'un cas à un centre est supérieure à la plus petite distance entre ce centre et tous les autres centres; de la même manière, il remplace le centre qui lui est le plus proche».

La fiabilité de la procédure requiert que les variables utilisées pour identifier les groupes d'emplois soient exprimées dans la même échelle<sup>2</sup>. La transformation des variables sous formes dichotomiques assure cette standardisation. Par ailleurs, ces variables doivent être exclusivement relatives aux occupations des individus.

**Tableau 1: Caractéristiques des variables introduites dans la classification**

Variables	N	Min	Max	Moy	Ecart- type
Milieu					
Urbain	5979	0	1	0,72	0,447
Rural	5979	0	1	0,28	0,447
CSP					
Cadre supérieur	5979	0	1	0,03	0,166
Profession intellectuelle	5979	0	1	0,06	0,239
Profession intermédiaire	5979	0	1	0,12	0,325
Employé administratif	5979	0	1	0,09	0,286
Service domestique	5979	0	1	0,11	0,313
Agriculteur et pêcheur	5979	0	1	0,03	0,169
Artisan	5979	0	1	0,12	0,328
Agent d'entretien	5979	0	1	0,15	0,358
Ouvrier non qualifié	5979	0	1	0,29	0,452
Secteur d'activité					
Agriculture et pêche	5979	0	1	0,22	0,417
Industrie extractive	5979	0	1	0,07	0,257
Industrie manufacturière	5979	0	1	0,03	0,158
Electricité eau et gaz	5979	0	1	0,16	0,365
Commerce	5979	0	1	0,13	0,331
Transport et télécommunication	5979	0	1	0,06	0,233
Activité financière	5979	0	1	0,15	0,357
Administration publique	5979	0	1	0,15	0,358
Service collectif	5979	0	1	0,04	0,192
Rythme de travail					
Permanent	5979	0	1	0,88	0,324
Conjoncturel	5979	0	1	0,11	0,313
Saisonnier	5979	0	1	0,01	0,092
Mode de paiement					
Mensuel	5979	0	1	0,82	0,382
Hebdomadaire	5979	0	1	0,04	0,185
Journalier	5979	0	1	0,13	0,332
Forfaitaire	5979	0	1	0,02	0,124

<sup>1</sup> La distance Euclidienne est utilisée;  $\text{distance}(X, Y) = \sqrt{\sum (X_i - Y_i)^2}$ .

<sup>2</sup> Autrement, leurs contributions au score des distances seraient fonctions de la grandeur absolue de leur unité de mesure.

L'analyse en classification de groupes a généré deux groupes d'emplois statistiquement homogènes<sup>1</sup>. L'examen des tableaux croisés entre les groupes suggérés par l'analyse et un certain nombre de variables, y compris celles non introduites dans la classification, permet d'identifier les secteurs d'emplois dualisant le marché du travail en Tunisie.

Le premier secteur occupe 4884 salariés, soit 81,7% du total de l'échantillon étudié. Il est composé par des occupations majoritairement localisées dans le milieu urbain (80,4%). Le sexe féminin y est relativement fortement représenté dans la mesure où les femmes occupent 28,2% des postes dans ce secteur, ce qui est supérieur à leur taux de présence dans l'ensemble de l'échantillon des salariés (24,1%). En moyenne, le nombre d'années de scolarisation est d'environ 9 années. Une part relativement importante de salariés, soit 14,1%, a atteint le niveau supérieur. En revanche, le niveau d'instruction dominant est celui du secondaire (41,1%). La totalité des cadres supérieurs de l'échantillon est occupée par ce secteur. Ce qui constitue une part de 3,5% des emplois dans ce secteur. Plus du tiers des emplois (36,2%) sont répartis, également, entre les agents d'exécution et les ouvriers non qualifiés. Il s'agit, respectivement, de 97,7% et 51,6% de ces statuts socioprofessionnels dans l'échantillon global. Le secteur agriculture et pêche est à la tête des employeurs dans ce premier segment de travail (22,3% des emplois), suivi par l'administration publique et les établissements financiers qui détiennent chacun 18,4% des emplois. Les salariés de ce groupe bénéficient d'une stabilité de l'emploi dans la mesure où 99,3% exercent des activités permanentes et 96,5% touchent des salaires en mensualité. Les caractéristiques de ces emplois, notamment leur caractère stable, légitiment sa qualification de *secteur protégé*.

---

<sup>1</sup> Des tentatives de classification en 3 et 4 groupes ont été réalisées avant de retenir ce résultat. Toutefois, la classification en deux groupes nous a semblé plus pertinente et elle est largement significative du point de vue statistique (analyse de la variance).

**Tableau 2: Identification des segments du marché du travail, effectifs et pourcentage dans le groupe**

Variables	Secteur protégé	Secteur non protégé	Total
Milieu			
Urbain	3929 (80,4) <sup>1</sup>	396 (36,2)	4325 (72,3)
Rural	955 (19,6)	699 (63,8)	1654 (27,7)
Genre			
Homme	3508 (71,8)	1029 (94,0)	4537 (75,9)
Femme	1376 (28,2)	66 (6,0)	1442 (24,1)
Niveau d'instruction			
Néant	510 (10,4)	334 (30,5)	844 (14,1)
Primaire	1675 (34,3)	618 (56,4)	2293 (38,4)
Secondaire	2008 (41,1)	140 (12,8)	2148 (35,9)
Supérieur	691 (14,1)	3 (0,3)	694 (11,6)

**Tableau 2: (suite)**

Variables	Secteur protégé	Secteur non protégé	Total
CSP			
Cadre supérieur	169 (3,5)	0 (0,0)	169 (2,8)
Profession intellectuelle	361 (7,4)	1 (0,1)	362 (6,1)
Profession intermédiaire	716 (14,7)	2 (0,2)	718 (12,0)
Employé administratif	538 (11,0)	0 (0,0)	538 (9,0)
Service domestique	650 (13,3)	10 (0,9)	660 (11,0)
Agriculteur et pêcheur	118 (2,4)	58 (5,3)	176 (2,9)
Artisan	563 (11,5)	172 (15,7)	735 (12,3)
Agent d'exécution	883 (18,1)	21 (1,9)	904 (15,1)
Ouvrier non qualifié	886 (18,1)	831 (75,9)	1717 (28,7)
Secteur d'activité			
Agriculture et pêche	1091 (22,3)	246 (22,5)	1337 (22,4)
Industrie extractive	381 (7,8)	43 (3,9)	424 (7,1)
Industrie manufacturière	149 (3,1)	4 (0,4)	153 (2,6)
Électricité eau et gaz	228 (4,7)	715 (65,3)	943 (15,8)
Commerce	713 (14,6)	35 (3,2)	748 (12,5)
Transport et télécommunication	327 (6,7)	17 (1,6)	344 (5,8)
Activité financière	886 (18,1)	11 (1,0)	897 (15,0)
Administration publique	901 (18,4)	3 (0,3)	904 (15,1)
Service collectif	208 (4,3)	21 (1,9)	229 (3,8)
Rythme de travail			
Permanent	4884 (99,3)	421 (38,4)	5269 (88,1)
Conjoncturel	26 (0,5)	631 (57,6)	657 (11,0)
Saisonnier	8 (0,2)	43 (3,9)	51 (0,9)
Mode de paiement			
Mensuel	4712 (96,5)	204 (18,6)	4916 (82,2)
Hebdomadaire	87 (1,8)	126 (11,5)	213 (3,6)
Journalier	42 (0,9)	714 (65,2)	756 (12,6)
Forfaitaire	43 (0,9)	51 (4,7)	94 (1,6)
<b>Total</b>	<b>4884 (81,7)</b>	<b>1095 (18,3)</b>	<b>5979 (100)</b>

Le second groupe occupe 18,3% des emplois de l'échantillon étudié. Il concerne surtout les hommes (94%) dans le milieu rural (63,8%), ayant un niveau d'instruction, souvent, inférieur ou égal au

<sup>1</sup> Les chiffres entre parenthèses indiquent le pourcentage dans la colonne (dans le groupe).

niveau primaire (86,9% d'entre eux). Les ouvriers non qualifiés, suivis des artisans, occupent la majorité écrasante (91,6%) des emplois dans ce secteur, soit, respectivement, 75,9% et 15,7% des emplois. Pour la plupart des cas (65,3%), ils sont occupés dans la branche d'électricité, eau et gaz<sup>1</sup>.

Tableau 3:

Variables	Secteur protégé	Secteur non protégé	Total
Niveau d'instruction			
Néant	198 (83,9)*	38 (16,1)	236
Primaire	412 (82,4)	88 (17,6)	500
Secondaire	104 (53,9)	89 (46,1)	193
Supérieur	1 (7,1)	13 (92,9)	14
CSP			
Cadre supérieur	0	6 (100)	6
Profession intellectuelle	0	11 (100)	11
Profession intermédiaire	0	21 (100)	21
Employé administratif	0	25 (100)	25
Artisan	143 (62,4)	86 (37,6)	229
Agent d'exécution	1 (4,2)	23 (95,8)	24
Ouvrier non qualifié	571 (91,1)	56 (8,9)	627
Rythme de travail			
Permanent	283 (55,4)	228 (44,6)	511
Conjoncturel	420 (100)	0	420
Saisonnier	12 (100)	0	12

Les emplois de ce secteur sont relativement moins stables. En effet, 61,5% des employés exercent à titre conjoncturel ou saisonnier et 70% d'entre eux sont payés à la journée ou forfaitairement. Ce secteur d'emplois, vraisemblablement plus exposé aux forces de la concurrence, mérite d'être qualifié de *non protégé*.

## 2.2- Accès au secteur protégé biais de sélectivité et test de segmentation

Bien que le test de l'hypothèse de mobilité intersectorielle nécessite la disposition de données longitudinales, certaines démarches exploratoires permettent de réduire ce handicap lorsque les données disponibles se rapportent à une coupe transversale. La procédure de correction du biais de sélection de l'échantillon dans

<sup>1</sup> La forte présence du secteur d'activité «électricité, eau et gaz» dans le secteur non protégé mérite d'être examinée surtout lorsque l'on prend en considération la réputation de ce secteur d'activité, généralement reconnu par un grand nombre d'avantages. Le tableau suivant appréhende un ensemble de caractéristiques des individus interrogés dans ce secteur d'activité. Les résultats y affichés pourraient vraisemblablement contribuer à éclaircir la situation.

\* Les chiffres entre parenthèses indiquent le pourcentage en ligne.

l'estimation des fonctions de gains « minceriennes », proposée par Heckman (1976; 1979), est la plus utilisée à cette fin. Il s'agit d'associer la détermination des salaires aux processus d'affectation des employés aux différents secteurs. En effet, sans la prise en compte du biais de sélection, une estimation des fonctions de gains prétend supposer que les employés, compte tenu de leurs caractéristiques inobservables qui peuvent influencer leurs salaires, sont aléatoirement affectés aux différents secteurs du marché du travail. Toutefois, il est probable que l'accès des individus à leurs occupations observées, au moment de l'enquête, s'est effectué sur la base des décisions conjointes des employés eux-mêmes et des employeurs, ce qui fait perdre à l'échantillon son caractère aléatoire. Si cela est le cas, les coefficients estimés dans la fonction de gains renseignent non seulement l'influence des variables du capital humain retenues mais également la probabilité d'être occupé dans un groupe d'emplois donné sur le marché du travail (Lachaud, 1994). L'identification du détenteur de la décision ayant généré l'occupation observée, constitue un résultat du test de la segmentation du marché du travail. Une application essentielle de cette procédure semble celle initiée par Gindling (1991) portant sur le processus d'affectation des employés aux secteurs public, formel privé et informel dans le contexte du Costa Rica.

En général, l'étude de la nature de l'allocation des travailleurs sur le marché du travail requiert l'intégration des individus non occupés dans l'échantillon de référence. L'examen des déterminants de l'accès à l'un des secteurs d'emplois du marché du travail se fait alors en référence au statut inoccupé sur le marché du travail. Conformément à la procédure décrite ci-dessus, un modèle probabiliste (Probit) associé à une variable multinomiale<sup>1</sup>, décrivant l'appartenance à l'un des secteurs d'emplois, est estimé. Les coefficients estimés dans ce genre de modèle permettent de définir une nouvelle variable – inverse du ratio de Mills ( $\lambda_i$ ) – interprétée par la théorie du capital humain comme le capital humain «non observé» ayant permis à l'individu  $i$  de surmonter les aléas et les exigences du segment du marché du travail auquel il est affecté qui se calcule selon la formule suivante:

---

<sup>1</sup>  $Z_i = 0$  si l'individu  $i$  est inoccupé et  $Z_i = k$  avec  $k = 1, 2, \dots, N$  où  $N$  est le nombre de secteurs ou groupes d'emplois retenus.

$$\lambda_{ik} = \frac{\phi(X_{ik}\beta_k)}{\Phi(X_{ik}\beta_k)}$$

où  $\phi$  est la fonction de densité normale,  $\Phi$  est la fonction de distribution cumulative normale,  $X_{ik}$  est un vecteur de caractéristiques individuelles influençant l'accès au secteur  $k$ , et  $\beta_k$  est un vecteur de coefficients estimés au moyen de la fonction Probit.

La correction d'un éventuel biais de sélection consiste à introduire *lambda* dans les fonctions de gains<sup>1</sup> comme variable explicative. Cela permet de tester si le terme d'erreur des fonctions de gains est corrélé avec les probabilités de participation. Le coefficient associé à  $\lambda_i$  estime l'effet de la sélection sur le salaire. L'existence d'un biais de sélection se traduit par un coefficient significatif et notifie que l'allocation non aléatoire des individus dans les secteurs d'emplois affecte les salaires obtenus. En d'autres termes, on peut considérer que les choix occupationnels des individus s'opèrent librement en fonction de leurs avantages comparatifs respectifs. Une situation contraire serait synonyme de choix occupationnels contraints et d'une vérification de l'hypothèse de la segmentation du marché du travail.

L'échantillon de données exploité étant composé exclusivement de salariés, l'application de la procédure explicitée, dans le cadre de la présente recherche, appelle quelques ajustements. Plus précisément, l'occupation dans un poste d'emploi non protégé prend la place du statut inoccupé en tant que situation de référence. Les deux étapes de la procédure impliquent la démarche suivante.

Dans un premier temps, un modèle de choix binaire (Probit) décrivant l'accès au secteur protégé sera estimé. Il s'agit d'examiner l'effet des facteurs observés qui peuvent déterminer l'appartenance au secteur protégé. La variable dépendante de ce modèle est dichotomique, elle prend la valeur 1 lorsque l'individu est occupé dans le secteur protégé et la valeur nulle dans le cas contraire. Formellement, il s'agit du modèle Probit classique ayant la forme suivante:  $P_i = \text{Prob} [Z_i = 1 / X_i] = \Phi(X_i\beta)$

Où  $P_i$  est la probabilité conditionnelle à  $X_i$  d'être occupé dans un emploi protégé,  $X_i$  est un ensemble de caractéristiques individuelles,  $\Phi$  est la fonction de distribution cumulative de la loi normale et  $\beta$  est

---

<sup>1</sup> Propres à chaque secteur d'emplois, le groupe des non occupés étant la référence.

un vecteur de paramètres à estimer. Compte tenu des variables disponibles, la spécification choisie de  $X_i\beta$  est la suivante:

$$X_i\beta = \beta_0 + \beta_1 \text{milieu} + \beta_2 \text{genre} + \beta_3 \text{âge} + \beta_4 \text{primaire} + \beta_5 \text{secondaire} + \beta_6 \text{sup érieur}$$

Où, en dehors de l'âge, toutes les autres variables sont dichotomiques. Le milieu rural, la femme et néant étant les modalités de référence, respectivement, pour le milieu, le genre et le niveau d'instruction. Les résultats de cette estimation figurent dans le tableau 3 et appellent les commentaires suivants.

Tout d'abord, compte tenu du nombre de cas bien classés (83,75%), l'estimation du modèle proposé est acceptable. Par ailleurs, exceptée la constante, toutes les variables introduites dans l'équation sont statistiquement significatives au seuil de 1%.

**Tableau 4: Coefficients de l'équation de participation au secteur protégé (Probit)**

Variable	Coefficient	Erreur std.	Wald	Signification
Constante	- 0,057	0,114	0,702	0,402
Milieu	0,862	0,045	359,526	0,000
Genre	-0,985	0,075	174,763	0,000
Âge	0,018	0,002	69,507	0,000
Primaire	0,423	0,064	43,817	0,000
Secondaire	1,242	0,073	286,749	0,000
Sup érieur	2,389	0,229	108,838	0,000
Log de vraisemblance				- 604,147
Chi-Square (sig)			15542,560	(0,000)
Pseudo R <sup>2</sup> (Cox et Snell, Nagelkerke, McFadden)			0,227; 0,370; 0,271	
N				4884
Pourcentage de cas bien classés				83,75

Ensuite, les signes des coefficients estimés, associés aux variables significatives, indiquent la nature de l'effet qu'exerce chacune d'elles sur la probabilité d'accéder à un emploi protégé. Quatre observations méritent d'être transcrites à cet égard. La première est relative à l'effet du milieu et stipule que la résidence en milieu urbain accroît la probabilité d'être dans un emploi protégé. Ce résultat semble se justifier par le simple fait que 80,4% des emplois protégés sont localisés en milieu urbain. Le privilège des citadins est vraisemblablement imputable à la relative faiblesse de leurs coûts de recherche d'emploi protégé puis à leur avantage en matière d'accès à l'information relative aux besoins du marché du travail protégé. La deuxième est liée à l'effet du genre et indique que, toutes choses égales par ailleurs, les femmes ont plus de chance d'être allouées à des

emplois protégés. La troisième indique que la probabilité d'être salarié protégé s'accroît avec le niveau d'instruction. En examinant la probabilité d'appartenir au secteur protégé, estimée pour chaque individu de l'échantillon (tableau 4), on retient qu'avoir un niveau d'instruction primaire augmente les chances d'accéder à un emploi protégé de 21,96% par rapport au niveau néant. En outre, cette probabilité augmente de 27,8% en passant du primaire au secondaire et de 6,45% en passant de ce dernier au niveau supérieur. La quatrième observation révèle la contribution positive de l'âge dans la constitution des chances d'accéder à un emploi protégé. L'âge étant une proxy de l'expérience, ce résultat corrobore l'effet positif des facteurs du capital humain.

**Tableau 4: Probabilité d'affectation dans les secteurs d'emplois (en pourcentage)**

Niveau d'instruction	Probabilité d'affectation dans un emploi protégé	Probabilité d'affectation dans un emploi non protégé
Néant	60,01	30,99
Primaire	73,19	26,81
Secondaire	93,54	6,46
Supérieur	99,58	0,42

Enfin, la comparaison des affectations observées aux allocations prôchées par le modèle estimé suggère un dysfonctionnement dans le processus d'allocation de la main d'œuvre sur le marché du travail en Tunisie. En effet, 655 salariés non protégés, soit près de 60%, auraient dû être occupés dans des emplois protégés, compte tenu de leurs caractéristiques individuelles. Par ailleurs, 316 salariés protégés, soit 6,5%, occupent des emplois qui ne leur sont pas théoriquement prévus selon leurs caractéristiques. Ce résultat offre les premiers indices de la présence d'un éventuel goût discriminatoire des employeurs lorsqu'il s'agit de recruter. En d'autres termes, l'hypothèse d'une affectation des individus dans les occupations sur la base des décisions et préférences des employeurs est vraisemblablement significative. La confirmation de cette conclusion intuitive complète le tableau d'un marché de travail segmenté en Tunisie.

Dans un deuxième temps, le test de l'hypothèse de la segmentation est effectué en intégrant, dans la fonction de gains estimée dans le secteur protégé, l'inverse du ratio de Mills ( $\lambda_i$ ), calculé au moyen des coefficients estimés dans le modèle Probit, comme variable explicative supplémentaire. Formellement, l'équation de gains estimée

prend la forme suivante:  $\ln Y_i = \beta_0 + \beta_1 \text{Niv2} + \beta_2 \text{Niv3} + \beta_3 \text{Niv4} + \beta_4 \text{Exp} + \beta_5 \text{Exp}^2 + \beta_6 (\lambda_i) + \varepsilon_i$

Où:

$\ln Y_i$  désigne le logarithme népérien du salaire<sup>1</sup> de l'individu  $i$ ;

La scolarité est représentée par des variables dichotomiques : Niv2 indique un niveau primaire, Niv3 se réfère au niveau secondaire et Niv4 représente un niveau supérieur, le niveau de référence étant n'étant (Niv1);

Exp est l'expérience professionnelle mesurée comme la différence entre l'âge de l'individu, son âge préscolaire et la durée de sa scolarité  $\text{Exp} = \hat{\text{âge}} - (6 + \text{durée de scolarisation})^2$ ;

$\lambda_i$  est la variable correspondant à l'inverse du ratio de Mills calculé à partir du Probit déjà estimé et  $\varepsilon_i$  est le terme d'erreur.

Les résultats de cette estimation sont affichés au tableau 5 et appellent les observations suivantes.

Premièrement, la valeur du  $R^2$  ajusté indique que le modèle retenu explique une part relativement élevée de la variance du logarithme des salaires, soit 48,3%. Par ailleurs, toutes les variables explicatives introduites dans le modèle sont significatives au seuil de 1%, sauf la variable relative au biais de sélection ( $\lambda_i$ ).

---

<sup>1</sup> Il s'agit du salaire mensuel qui est calculé selon les modalités de paiement:

= salaire mensuel net, si l'individu en a déclaré le montant;

= salaire hebdomadaire net x (30/7);

= salaire journalier net x 30;

= montant total reçu le mois précédent l'enquête, déclaré par l'individu si autre modalité de paiement.

<sup>2</sup> Ce genre de convention conduit à un risque de surestimation de l'expérience professionnelle. En effet, la durée d'attente d'un primo-emploi ainsi que les interruptions de carrière ne sont pas pris en considération. Plusieurs travaux ont mis en évidence que la surestimation de l'expérience professionnelle conduit à en sous évaluer le rendement marginal.

Tableau 5: Equation de gains des salariés protégés avec correction du biais de sélection

	Coefficients non standardisés B	Erreur standard	Coefficients standardisés B ßa	t	Signification
(constante)	4,238	0,036		116,740	0,000
Primaire	0,265	0,027	0,218	9,948	0,000
Secondaire	0,747	0,031	0,638	24,168	0,000
Supérieur	1,382	0,036	0,836	38,884	0,000
Experience	0,04837	0,002	1,070	32,028	0,000
Experience au carré	-,0006456	0,000	-0,804	-22,901	0,000
inverse du ratio de Mills	0,004076	0,034	0,002	0,122	0,903
R <sup>2</sup>					0,483
R <sup>2</sup> ajusté					0,483
F					759,948
Sig de F					0,000
N					4884

Deuxièmement, la présence de l'inverse du ratio de Mills dans l'équation estimée a pour objectif de tenir compte d'un biais de sélection potentiel. Le coefficient associé à cette variable représente la covariance entre les termes relatifs aux erreurs (perturbations) de l'équation d'accès au secteur protégé (Probit) et les termes relatifs aux erreurs de l'équation de gains dans le même secteur. Il indique l'éventuelle corrélation entre le fait d'accéder à un emploi protégé et le niveau attendu de rémunération. Plus précisément, il sert à examiner la nature de la covariance entre les facteurs omis dans le modèle probabiliste analysant l'accès au secteur protégé et les facteurs dans l'équation de gains. Si l'on admet que les individus choisissent leurs postes d'emploi librement de manière à maximiser leurs salaires attendus, le coefficient de  $\lambda$  devrait être significatif et positif. Un coefficient significatif et négatif notifie que l'existence de facteurs non observables, renforçant la probabilité d'accéder au secteur protégé, accroît la probabilité que le salaire dans ce secteur soit plus faible. Le coefficient estimé dans notre modèle est statistiquement non significatif. Cela signifie qu'il n'existe pas de biais d'auto-sélection associé à l'échantillon des salariés protégés. Autrement dit, la probabilité qu'un individu accède à un emploi protégé n'est pas corrélée avec le terme d'erreur de l'équation de gains. On peut alors avancer que les individus n'ont pas la liberté d'accès au secteur des emplois protégés et que ce sont les employeurs qui décident la destination des individus. Cette conclusion corrobore l'hypothèse d'un marché du travail segmenté.

Troisièmement, les Coefficients estimés des variables du capital humain authentifient les effets théoriques des investissements en capital humain. D'une part, les taux de rendement de l'instruction sont croissants en fonction du niveau éducatif. D'autre part, l'expérience professionnelle a un effet positif et décroissant<sup>1</sup>.

### 3 - LES ECARTS DE SALAIRE.

Pour l'ensemble des salariés (tous rythmes de travail confondus), l'écart salarial estimé est de 70,5%<sup>2</sup> en faveur des salariés protégés. Cet écart est ostensiblement plus élevé lorsque l'on considère les salaires des femmes des deux secteurs (105,7%) et beaucoup moins élevé quand il s'agit des salariés dans le milieu rural (44,2%). Ces différences de rémunération entre salariés protégés et ceux non protégés peuvent résulter de multiples facteurs. Tout d'abord, elles peuvent être sous-jacentes aux caractéristiques des emplois occupés, notamment la durée et le rythme de travail. En effet, 99,3% des salariés protégés exercent à titre permanent alors que 61,5% des salariés non protégés occupent leurs emplois selon la conjoncture ou d'une manière saisonnière. Ensuite, elles peuvent être dues aux différences de caractéristiques individuelles observables des salariés, notamment celles révéant leurs productivités potentielles (niveau éducatif et expérience professionnelle). Enfin, un «favoritisme» à l'égard des salariés protégés peut exister. Si cela est le cas, on peut avancer que la protection institutionnelle dont bénéficient les emplois protégés génère une sorte de discrimination dans le système salarial.

Pour détecter la présence d'un double système de rémunération associé aux secteurs d'emplois, indépendamment des caractéristiques des individus et de leurs postes d'emploi, on introduit dans la fonction de gains standard, une variable «dummy» indiquant l'appartenance au secteur protégé. Un coefficient significatif de cette variable prouve la présence d'une discrimination sur le marché du travail. L'utilisation de cette méthode (cf. annexe 2) attribue une valeur de 0,165 au coefficient de la variable indicatrice. Cette valeur indique que, toutes

---

<sup>1</sup> La décroissance de l'effet de l'expérience professionnelle est indiqué par la négativité de son effet quadratique.

<sup>2</sup> Ce pourcentage est calculé comme suit : (salaire moyen dans le secteur protégé – salaire moyen dans le secteur non protégé) / salaire moyen dans le secteur non protégé x 100.

choses égales par ailleurs, l'appartenance au secteur protégé accroît le logarithme du salaire de 16,5%.

L'effet du rythme de travail est capturé de la même manière, en introduisant une variable «dummy» indiquant le statut de permanent. Cette variable s'avère significative et s'associe à un coefficient ayant une valeur de 0,223 (cf. annexe 3). Ce résultat indique que, toutes choses égales par ailleurs, occuper un emploi à titre permanent amplifie le logarithme du salaire de 22,3%.

### **3.1. Portrait de l'écart des salaires moyens entre protégés et non protégés<sup>1</sup>**

Compte tenu des différences au niveau de la composition sectorielle (cf. tableau 2), l'écart des salaires moyens mérite d'être appréhendé pour des groupes d'emplois ayant les mêmes caractéristiques. Le tableau 6 affiche les résultats d'une comparaison des salaires moyens pour les critères niveau d'instruction, rythme de travail permanent et les statuts professionnels artisan et ouvrier non qualifié. Il s'agit des caractéristiques pour lesquelles les observations sont en nombre autorisant des comparaisons statistiques. La distinction urbain/rural et homme/femme a été établie pour les critères niveau d'instruction et rythme de travail. Les résultats obtenus inspirent les interprétations suivantes.

---

<sup>1</sup> Dans ce qui suivra, les qualificatifs protégés et non protégés seront attribués, respectivement, aux salariés dans le secteur protégé et à ceux dans le secteur non protégé

Tableau 6: Ecarts des salaires moyens

	Emplois protégés		Emplois non protégés		Ecart salarial	
	Salaires mensuel moyen (en DT)	N	Salaires mensuel moyen (en DT)	N	En valeur	En %
Ensemble des salariés	275,874	4884	161,754	1095	114,120	70,55
Urbain	287,053	3929	165,871	396	121,182	73,05
Rural	229,884	955	159,422	699	70,462	44,19
Homme	290,016	3508	164,652	1029	125,364	76,13
Femme	239,822	1376	116,575	66	123,247	105,72
Niveau d'instruction						
- Primaire						
Urbain	198,157	1675	163,522	618	34,635	21,18
Rural	202,410	1309	170,366	243	32,044	18,80
Homme	182,948	366	159,088	375	23,860	14,99
Femme	212,407	1199	164,794	594	47,613	28,89
- Secondaire						
Urbain	162,264	476	132,041	24	30,223	22,88
Rural	287,642	2008	171,700	140	115,942	67,52
Homme	290,978	1717	183,774	71	107,204	58,33
Femme	267,958	291	159,275	69	108,683	68,23
- Supérieur						
Urbain	304,167	1444	174,029	136	130,138	74,77
Rural	245,333	564	92,500	4	152,833	165,22
Homme	500,454	691	236,666	3	263,788	111,46
Femme	512,332	601	-	0	-	-
Rural	421,133	90	-	3	-	-
Homme	529,170	468	-	2	-	-
Femme	440,188	223	-	1	-	-
Rythme de travail						
- Permanent						
Urbain	276,620	4848	180,532	421	96,088	53,22
Rural	288,048	3897	181,629	127	106,419	58,59
Homme	229,789	951	180,057	294	49,732	27,62
Femme	290,938	3478	182,672	400	108,266	59,26
CSP						
- Artisan	240,270	1370	139,761	21	100,509	71,91
- Ouvrier non qualifié	222,303	563	221,825	172	0,478	0,20
	163,106	886	146,620	831	16,486	11,24

Premièrement, l'écart des salaires moyens entre protégés et non protégés s'accroît avec le niveau d'instruction. Il est de 67,5% pour les salariés du niveau secondaire contre 21,2% pour ceux du niveau primaire.<sup>1</sup> Cette observation est vraie pour les deux milieux et les deux sexes. Par ailleurs, l'avantage relatif des salariés protégés est plus important dans le milieu urbain que dans le milieu rural pour le niveau primaire alors qu'il est plus important dans le milieu rural pour le niveau secondaire. Cette inversion de tendance est aussi valable dans la distinction par genre. En effet, les salariés protégés masculins détiennent plus d'avantage salarial que ceux de sexe féminin par rapport à leurs homologues non protégés, en considérant le niveau d'instruction primaire. En revanche, l'avantage devient au profit des femmes lorsqu'il s'agit des salariés ayant un niveau secondaire.

Deuxièmement, les salariés permanents du secteur protégé jouissent d'un avantage salarial moyen de 53,2% par rapport à leurs

<sup>1</sup> L'écart pour les salariés du niveau supérieur est à interpréter avec prudence dans la mesure où les salariés de ce niveau ne représentent que 0,3% (soit 3 individus) des employés protégés contre 14,1% (soit 691 individus) dans le secteur protégé.

homologues non protégés. Cette information est d'un grand apport dans le sens où elle ajuste le constat des écarts de salaires moyens à son niveau le plus réaliste. Ainsi, la comparaison des salaires moyens pour des employés permanents réduit l'écart de salaire entre protégés et non protégés de 17,3 points. Cette réduction est notable au niveau des salariés féminins (33,8 points). Il semble alors qu'une grande part de l'écart des salaires moyens chez les femmes est expliquée par les différences en termes de rythme et durée de travail. En effet, 68,2% des femmes non protégées occupent leurs emplois à titre non permanent.

Troisièmement, la confrontation des salaires moyens pour les catégories socio-professionnelles artisans et ouvriers non qualifiés qui sont relativement fréquents dans les deux secteurs d'emploi montre un écart significatif seulement pour la deuxième catégorie. La prise en compte du rythme de travail pourrait expliquer substantiellement cet écart. En effet, 61,3% des ouvriers non qualifiés dans des emplois non protégés exercent à titre non permanent.

### 3.2. Décomposition de l'écart salarial

La démarche empirique qui sera suivie dans ce qui suit est celle empruntée aux travaux d'Oaxaca (1973) et de Blinder (1973). Cette démarche permet d'évaluer le pourcentage de l'écart de salaire moyen entre deux groupes (hommes et femmes, nationaux et étrangers, syndiqués et non syndiqués, etc) pouvant être attribué à une discrimination salariale. Il s'agit de la part de l'écart salarial qui est non justifié par des différences de caractéristiques productives individuelles.

Notant,  $\overline{\ln Y_p}$ ,  $\overline{X_p}$ ,  $\hat{\beta}_p$ , respectivement, le salaire moyen exprimé en logarithme, la moyenne des caractéristiques individuelles (scolarité et expérience) d'un salarié protégé et le vecteur des rendements moyens de ces caractéristiques estimés dans une fonction de gains et  $\overline{\ln Y_{np}}$ ,  $\overline{X_{np}}$ ,  $\hat{\beta}_{np}$ , respectivement, le salaire moyen exprimé en logarithme, la moyenne des caractéristiques individuelles d'un salarié non protégé et le vecteur des rendements moyens de ces caractéristiques estimés dans une fonction de gains. L'écart salarial peut s'écrire de la manière formelle suivante:

$$\overline{\ln Y_p} - \overline{\ln Y_{np}} = (\hat{\beta}_0 p - \hat{\beta}_0 np) + \hat{\beta}_p (\overline{X_p} - \overline{X_{np}}) + \overline{X_{np}} (\hat{\beta}_p - \hat{\beta}_{np}) \quad (1)$$

Le premier terme de l'équation (1) représente l'écart dû aux salaires autonomes dans chacun des deux secteurs. Le deuxième terme mesure les écarts de caractéristiques individuelles pondérés par les rendements de ces caractéristiques dans le secteur protégé ce qui est équivalent à la part expliquée de l'écart salarial ou à l'effet profil. Quant au dernier terme, il mesure l'écart des rendements des caractéristiques individuelles pondéré par la moyenne de ces caractéristiques dans le secteur non protégé ce qui correspond à la part inexpliquée de l'écart salarial ou encore à l'effet rentabilité.

Oaxaca et Ransom (1988 et 1994) ont proposé une autre formalisation de la décomposition de l'écart salarial dans laquelle ils suggèrent le recours à une norme non discriminante des rendements des caractéristiques individuelles. Cette norme correspond aux rendements estimés dans une fonction de gains pour l'ensemble des salariés, quel que soit le secteur d'emploi. L'équation (1) devient alors:

$$\overline{\ln Y_p} - \overline{\ln Y_{np}} = (\hat{\beta}_0 p - \hat{\beta}_0 np) + \overline{X_p} (\hat{\beta}_p - \hat{\beta}_{nor}) + \overline{X_{np}} (\hat{\beta}_{nor} - \hat{\beta}_{np}) + \hat{\beta}_{nor} (\overline{X_p} - \overline{X_{np}}) \quad (2)$$

où  $\hat{\beta}_{nor}$  désigne les rendements des caractéristiques individuelles estimés pour l'ensemble des salariés.

Les termes de l'équation (2) peuvent être lus de la manière suivante. Le premier correspond, comme dans l'équation (1), à l'écart dû aux salaires autonomes. Le deuxième représente le gain de rendement des caractéristiques dû au fait d'être un salarié protégé par rapport à la norme, ou encore l'avantage des salariés protégés. Le troisième mesure le déficit de rendement des caractéristiques imputé à l'appartenance au secteur non protégé par rapport à la norme, correspondant au désavantage des salariés non protégés. La somme des trois premiers termes constitue la part de l'écart salarial indépendante des profils des individus ou encore non justifié. En dehors de l'effet autonome, l'écart est sous-jacent à un différentiel de rentabilités des dotations liées au capital humain entre les deux secteurs d'emplois. Le dernier terme indique la part expliquée de cet écart. Les différences de profils individuels fondent cette part de l'écart salarial.

Pour détecter une éventuelle discrimination par genre, une variable indicatrice du genre, où le sexe féminin sert de référence, a été introduite dans la fonction de gains estimé. Le nombre réduit de permanents non protégés affaiblit l'analyse lorsque l'on considère uniquement les salariés permanents des secteurs d'emploi. Nonobstant,

la limitation de l'analyse à un échantillon relativement homogène aurait un apport moins nuancé. L'homogénéisation sera tentée en analysant le salaire journalier des employés pour qui l'information sur le nombre de jours travaillés durant le mois de référence est disponible et en excluant ceux qui touchent une rémunération forfaitaire ne correspondant pas à un nombre précis de jours. Dès lors, l'échantillon retenu est composé de 5885<sup>1</sup> salariés répartis en 4841 dans le secteur protégé et 1044 dans le secteur non protégé. Les résultats des estimations des fonctions de gains pour l'ensemble des salariés de l'échantillon étudié, pour les salariés protégés et pour les salariés non protégés figurent dans le tableau 7.

Avant de procéder à la décomposition de l'écart salarial, les résultats des estimations des fonctions de gains appellent plusieurs observations. Premièrement, l'examen du  $R^2$  ajusté montre que le pourcentage de variance du logarithme de salaire expliqué est relativement élevé pour l'ensemble des salariés et pour les salariés protégés. Ce pourcentage devient faible lorsque l'estimation porte sur les salariés non protégés. Les variables retenues dans le modèle estimé ont une contribution limitée dans l'explication de la variance du logarithme de salaire dans le secteur non protégé. D'autres facteurs, en dehors des caractéristiques liées au capital humain, semblent expliquer largement la constitution des salaires dans ce secteur. Toutefois, la lecture du niveau de signification du F indique que toutes les régressions sont statistiquement significatives. Par ailleurs, le test de Chow<sup>2</sup> inhérent à la stabilité structurelle des coefficients suggère le rejet de l'hypothèse nulle, indiquant l'intérêt de les estimer dans chaque secteur à part.

---

<sup>1</sup> Au total 94 salariés sont payés au régime forfaitaire, indépendamment du nombre de jours travaillés : 43 dans le secteur protégé et 51 dans le secteur non protégé.

<sup>2</sup> La procédure de Chow consiste à tester:  $H_0: \hat{\beta}_p = \hat{\beta}_{np}$  contre  $H_1: \hat{\beta}_p \neq \hat{\beta}_{np}$ .  
 $F^c = 16,106 > F(\text{table})$  signifie le rejet de  $H_0$ .

**Tableau 7: Equations de gains pour l'ensemble des salariés, protégés et les non protégés**

Variables	Ensemble des salariés		Salariés protégés		Salariés non protégés	
	$\hat{\beta}$	t <sup>(1)</sup>	$\hat{\beta}$	t	$\hat{\beta}$	T
Constante	0,743	31,724	0,672	26,378	1,135	16,276
Nombre d'années de scolarisation	0,07633	59,259	0,08175	56,325	0,02309	5,450
Expérience	0,04028	28,946	0,04252	27,613	0,01814	5,648
Expérience au carré	-0,000510	-21,490	-,000534	-19,763	-0,000275	-5,660
Genre (homme = 1)	0,143	10,711	0,125	8,738	0,379	7,484
R <sup>2</sup>		0,427		0,460		0,114
R <sup>2</sup> ajusté		0,427		0,460		0,110
F		1096,828		1029,797		33,311
Sig de F		0,000		0,000		0,000
N		5885		4841		1044

(1) toutes les variables sont significatives au seuil de 1%.

Deuxièmement, les facteurs de capital humain (éducation et expérience) ont des rendements moyens plus élevés lorsque l'emploi occupé est protégé. Par ailleurs, les profils de gains en fonction de l'expérience dans le secteur protégé sont plus concaves que ceux dans le secteur non protégé<sup>1</sup>. Les salariés dans le secteur protégé commencent leur carrière avec des salaires relativement faibles, comparés à ceux de leurs homologues dans le secteur non protégé et s'attendent à des augmentations de rémunérations en faisant preuve de leur compétence au fil du temps. Cette augmentation des salaires induite par l'expérience est beaucoup plus faible pour les salariés dans le secteur non protégé en raison des faibles perspectives de carrière.

Troisièmement, le coefficient associé à la variable indicatrice du genre est significatif et positif dans les trois échantillons analysés. La valeur de ce coefficient dans le secteur protégé indique, toutes choses égales par ailleurs, un écart salarial en faveur des hommes de l'ordre de 12,5%. La discrimination à l'égard des femmes est encore plus importante dans le secteur non protégé puisque l'avantage salarial des hommes est de près de 40%.

Quatrièmement, l'examen de la grandeur de la constante dans chaque équation estimée montre un avantage au profit des salariés non protégés en terme de salaire autonome. Conformément à la théorie du capital humain, le terme constant désigne les gains de base, en

<sup>1</sup> L'effet marginal de l'expérience ( $\partial \text{LnY} / \partial \text{Exp}$ ):  
 = 0,04252 - 0,001068 Exp, dans le secteur protégé  
 = 0,01814 - 0,000550 Exp, dans le secteur non protégé

l'absence de toutes dotations en terme de capital humain (Lachaud, 1994).

En considérant les salariés pour qui la rémunération correspond à un nombre précis de jours travaillés, l'écart de salaire journalier moyen est de 38,4% en faveur des salariés protégés. Cet écart est de 13,1% lorsque l'on compare les moyennes des logarithmes de salaires journaliers. La décomposition de cet écart selon la méthodologie décrite par l'équation (2) fait ressortir les résultats affichés dans le tableau 8.

Tableau 8: Décomposition de l'écart salarial

Composantes de l'écart	Valeur	Poids (en %)
Avantage des salariés protégés [ $\overline{Xp} (\hat{\beta}_p - \hat{\beta}_{nor})$ ] (1)	0,068	28,45
Désavantage des salariés non protégés [ $\overline{Xnp} (\hat{\beta}_{nor} - \hat{\beta}_{np})$ ] (2)	0,372	155,65
Effet rentabilité [(1) + (2)]	0,440	184,10
Effet autonome = écart dû aux salaires autonomes ( $\hat{\beta}_0 p - \hat{\beta}_0 np$ ) (3)	-0,463	193,72
Ecart dû au différentiel de discrimination par genre (4)	-0,031	12,97
Ecart expliqué par l'ensemble des caractéristiques observables [ $\hat{\beta}_{nor} (\overline{Xp} - \overline{Xnp})$ ] (5)	0,262	109,62
Effet profil = écart expliqué par les caractéristiques individuelles (éducation et expérience) [(5) - (4)]	0,293	122,59
Ecart salarial, effet autonome exclu = [(1)+(2)+(5)]	0,702	293,7
Ecart salarial ( $\overline{LnYp} - \overline{LnYnp}$ ) = [(1) + (2) + (3) + (5)]	0,239	100

En ignorant les salaires autonomes dans chaque secteur, l'écart salarial s'élèvera à 0,702, soit environ trois fois l'écart calculé entre les moyennes des logarithmes des salaires journaliers. La discrimination salariale contre les non protégés, mesurée par les différences de rentabilité des dotations en capital humain, y représente 62,7%. Cette part est répartie entre un avantage pour les salariés protégés (15,5%) et un désavantage subi par les salariés non protégés (84,5%). Par ailleurs, les différences en termes de caractéristiques individuelles justifient 37,3% de cet écart. La différence dans le comportement discriminatoire à l'égard des femmes, entre les secteurs d'emplois, contribue à réduire l'écart salarial expliqué par les caractéristiques individuelles. *In fine*, c'est l'avantage des salariés non protégés en terme de salaire autonome qui simplifie l'écart salarial. Ce constat pourrait vraisemblablement être expliqué par l'une et/ou l'autre des deux raisons suivantes. D'une part, la forte incertitude

caractérisant les perspectives de carrière pourrait conduire les employés dans le secteur non protégé à exiger un salaire de départ (autonome) relativement plus élevé que celui requis par leurs homologues dans le secteur protégé. D'autre part, compte tenu de la faiblesse des rendements des dotations en capital humain dans le secteur non protégé, le salaire autonome représente une grande part dans le salaire global perçu.

## CONCLUSION

En dépit des limites générées par la nature des données<sup>1</sup> à la base de cette étude, l'investigation empirique tentée a permis d'établir un diagnostic porteur dans l'examen de l'état du marché du travail en Tunisie. Plusieurs éléments retenus dans l'analyse convergent pour corroborer sa segmentation. Mis à part la technique ayant permis de regrouper les salariés selon les caractéristiques des emplois occupés, le choix occupationnel qui s'est révélé l'œuvre des employeurs, ainsi que les écarts de salaire qui s'expliquent largement par une discrimination sectorielle (i.e. non compensatoires) argumentent ostensiblement la vulnérabilité de certains salariés sur le marché du travail.

Dans un contexte plus récent, caractérisé par un choix résolu d'insertion accentuée dans l'économie internationale, les aspects de non protection que génère le processus d'ouverture sont de nature à renforcer les barrières à l'accès aux emplois protégés et à réduire le poids du secteur de cette catégorie d'emplois. Cette présomption est d'autant plus inquiétante lorsqu'elle s'associe à une période où l'output du système éducatif est en forte croissance.

## Références bibliographiques

**Abdennadher, Ch., Plassard, J.-M.** 1995, «Segmentation du marché du travail et différentiels de salaires», in Vernières, M., *Ajustement, éducation et emploi*, chapitre 6, Economica, Paris.

---

<sup>1</sup> D'une part, dans l'échantillon analysé manquent les exclus du marché du travail alors que la disposition d'informations les concernant conforte la procédure économétrique préconisée par cette recherche. D'autre part, le nombre d'informations disponibles à propos des salariés est très limité.

- Arestoff, F.** 2000, «*Taux de rendement de l'éducation sur le marché du travail d'un pays en développement*», document de travail du DIAL, n°11.
- Blinder, A.-S.** 1973, "Wage discrimination: reduced form and structural estimates", in *The Journal of Human Resources*, vol. 8 n°4.
- Doeringer P.-B, Piore, M.-J.**, 1971, "*Internal labor markets and manpower analysis*, Heath Lexington Books", Lexington Massachussets.
- El Aynaoui, J.-Ph.-K.** 1995, «*Pauvreté et stratification du marché du travail urbain au Maroc: éléments d'analyse*», document de travail du CED, n°8.
- Gindling, T.-H.** 1991, "Labor market segmentation and the determination of wages in the public, private-formal, and informal sectors in San José, Costa Rica", in *Economic Development and Cultural Change*, vol. 39, n°3.
- Gouriéroux, Ch.** 1989, *Econométrie des variables qualitatives*, Economica, Paris.
- Goux, D., Maurin, E.** 1994, «*Éducation, expérience et salaire: tendances récentes et évolution de long terme*», in *Economie et Prévision*, vol 5, n°116.
- Fields, G.-S.** 1990, "Rural-urban migration, urban unemployment, and job search activities" in *LDCS, Journal of Development Economics*, vol. 2.
- Harris, J., Todaro, M.** 1970, "Migration, unemployment and development: a two sector analysis", in *American Economic Review*, vol. 60, n°1.
- Heckman, J.** 1979, "Sample selection bias as specification error", in *Econometrica*, vol. 47, n°1.
- 1976, The common structure of statistical models of truncation, sample selection and limited dependent variables and a sample estimator for such models, *Annals of Economic and Social Measurement*, vol. 5.
- Kannappan, S.** 1985, "Urban unemployment and the labor market in developing nations", *Economic Development and Cultural Change*, vol. 33, n°4.
- Lachaud, J.-P.** 1995, «*Le secteur informel urbain et l'informalisation du travail en Afrique Subsaharienne: rhéoriques et réalités, le cas de la Côte d'Ivoire* », in *document de travail du CED*, n°5.

— . 1994, «Les écarts de salaires entre les secteurs public et privé en Afrique francophone: analyse comparative», *Economie et Prévision*, vol. 5, n°116.

**Meurs, D., Ponthieux, S.** 2000, «Une mesure de la discrimination dans l'écart de salaire entre hommes et femmes», *Economie et Statistiques*, n°351.

**Oaxaca, R.-L., Ransom, M.-R.** 1994, "On discrimination and the decomposition of wage differentials", *Journal of Econometrics*, vol. 61, n°1.

— . 1988, "Searching for the effect of unionism on the wage of union and non union workers", *Journal of Labor Research*, vol. 9.

**Oaxaca, R.-L.** 1973, "Male-female wage differentials in urban labor markets", *International Economic Review*, vol. 14 n°3.

**Perrot, A.** 1992, «*Les nouvelles théories du marché du travail*», éd. La Découverte, Paris.

**Piore, M.-J.** 1978, "Dualism in the labor market – A response to uncertainty and flux – the case of France", *Revue Economique*, vol. 29, n°1.

**Sbouï, F.** 2002, «Le système productif informel en Tunisie: diversité dynamisme et efficacité», *Cahiers du Gratice*, n°22.

**Sbouï, F.** 1997, «*Le secteur informel urbain en Tunisie: héritages et contribution au développement*», Thèse de doctorat, Université Montesquieu-Bordeaux IV.

## Annexes

## Annexe 2: Statistiques de la l'analyse Cluster (ANOVA).

Variables	Classe		Erreur		F	Signification
	Moyenne des carrés	ddl	Moyenne des carrés	ddl		
Milieu urbain	175,394	1	0,171	5977	1026,717	0,000
Milieu rural	175,394	1	0,171	5977	1026,717	0,000
Cadre supérieur	1,071	1	0,027	5977	39,235	0,000
Profession intellectuelle	4,767	1	0,056	5977	84,968	0,000
Profession intermédiaire	18,748	1	0,103	5977	182,788	0,000
Employé administratif	10,854	1	0,080	5977	135,507	0,000
Service domestique	13,743	1	0,096	5977	143,257	0,000
Agriculteur et pêcheur	0,742	1	0,028	5977	26,086	0,000
Artisan	1,563	1	0,108	5977	14,528	0,000
Agent d'exécution	23,363	1	0,124	5977	187,702	0,000
Ouvrier non qualifié	298,303	1	0,155	5977	1926,228	0,000
Agriculture et pêche	0,001	1	0,174	5977	,008	0,927
Industrie extractive	1,342	1	0,066	5977	20,438	0,000
Industrie manufacturière	0,645	1	0,025	5977	25,974	0,000
Electricité eau et gaz	328,787	1	0,078	5977	4221,757	0,000
Commerce	11,629	1	0,108	5977	108,134	0,000
Transport et telecommunication	2,366	1	0,054	5977	43,934	0,000
Activité financière	26,266	1	0,123	5977	213,258	0,000
Administration publique	29,544	1	0,123	5977	239,344	0,000
Service collectif	0,490	1	0,037	5977	13,333	0,000
Permanent	330,818	1	0,049	5977	6705,638	0,000
Conjoncturel	291,562	1	0,049	5977	5942,704	0,000
Saisonnier	1,267	1	0,008	5977	153,572	0,000
Mensuel	542,073	1	0,056	5977	9760,797	0,000
Hebdomadaire	8,460	1	0,033	5977	256,750	0,000
Journalier	370,338	1	0,049	5977	7630,902	0,000
Forfaitaire	1,276	1	0,015	5977	83,589	0,000

Les tests F ne doivent être utilisés que dans un but descriptif car les classes ont été choisies de manière à maximiser les différences entre les observations des diverses classes. Les niveaux de signification observés ne sont pas corrigés et ne peuvent par conséquent pas être interprétés comme des tests de l'hypothèse que les moyennes des classes sont égales.

### Annexe 3: Equation de gains de l'ensemble des salariés, avec distinction des protégés

	Coefficients non standardisés	Erreur standard	Coefficients standardisés	t	Signification
	B		B $\hat{\alpha}$		
(constante)	4,023	0,024		165,247	0,000
nombre d'années de scolarisation	0,07879	0,001	0,691	57,364	0,000
Expérience	0,04120	0,001	0,939	30,082	0,000
EXP2	-0,0004910	0,000	-0,646	-20,908	0,000
salarié protégé	0,165	0,015	0,111	10,791	0,000
R <sup>2</sup>	0,450				
R <sup>2</sup> ajusté	0,450				
F	1221,738				
Sig de F	0,000				
N	5979				

### Annexe 3: Equation de gains de l'ensemble des salariés, avec distinction des permanents

	Coefficients non standardisés	Erreur standard	Coefficients standardisés	t	Signification
	B		B $\hat{\alpha}$		
(constante)	3,958	0,026		152,741	0,000
nombre d'années de scolarisation	0,07939	0,001	0,696	59,386	0,000
Expérience	0,04118	0,001	0,939	30,171	0,000
EXP2	-0,0004919	0,000	-0,647	-21,018	0,000
Permanent	0,223	0,018	0,125	12,585	0,000
R <sup>2</sup>	0,454				
R <sup>2</sup> ajusté	0,453				
F	1240,432				
Sig de F	0,000				
N	5979				