

ECONOMIC  
RESEARCH  
FORUM



منتدى  
البحوث  
الاقتصادية

2016

# working paper series

**CARACTERISTIQUES DES CHOMEURS  
ET INEFFICIENCE D'APPARIEMENT SUR  
LES MARCHES REGIONAUX:  
SFA, CAS DE LA TUNISIE**

**Besma Jellali**

**Working Paper No. 1036**

**CARACTERISTIQUES DES CHOMEURS ET INEFFICIENCE  
D'APPARIEMENT SUR LES MARCHES REGIONAUX:  
SFA, CAS DE LA TUNISIE**

Besma Jellali

**Working Paper 1036**

**August 2016**

**Send correspondence to:**

Besma Jellali  
Faculté Sciences Economiques de Tunis  
besmajellali@hotmail.fr

First published in 2016 by  
The Economic Research Forum (ERF)  
21 Al-Sad Al-Aaly Street  
Dokki, Giza  
Egypt  
[www.erf.org.eg](http://www.erf.org.eg)

Copyright © The Economic Research Forum, 2016

All rights reserved. No part of this publication may be reproduced in any form or by any electronic or mechanical means, including information storage and retrieval systems, without permission in writing from the publisher.

The findings, interpretations and conclusions expressed in this publication are entirely those of the author(s) and should not be attributed to the Economic Research Forum, members of its Board of Trustees, or its donors.

## **Résumé**

L'objectif de ce travail est d'estimer le processus d'appariement mettant en relation le nombre d'embauches en fonction d'un stock donné de postes vacants et de chômeurs, à partir des données tunisiennes régionales relatives à sept régions sur la période 2004-2012. On utilise une approche de frontière stochastique sur données de panel pour tenir compte d'une manière explicite des effets individuels et temporels sur l'efficacité d'appariement. Les résultats suggèrent qu'il y'a des différences notables au niveau l'efficacité d'appariement entre les régions. Celles- ci contribuent de manière significative aux nombre de placements réalisés. Plus les régions sont efficaces plus l'appariement aura lieu. Les caractéristiques individuelles des chômeurs ainsi d'autres variables environnementales jouent un rôle crucial dans la détermination de l'inefficacité d'appariement. En particulier, les demandeurs d'emploi hautement qualifiés améliorent l'efficacité technique de la fonction d'appariement.

**JEL Classification:** J1

**Mots clés :** Appariement, caractéristiques individuelles des chômeurs, marchés locaux

## **Abstract**

The objective of this paper is to estimate the matching process of vacancies and unemployed by relating the number of hires. We use a stochastic frontier approach on panel data to reflect explicitly the individual and temporal effects on the efficiency of matching, based on a given stock, from the Tunisian regional data for seven regions for the period 2004-2012. The results suggest that there are notable differences in the efficiency of matching between regions. They contribute significantly to the number of placements made. More regions are more effective in matching. The individual characteristics and other environmental variables unemployed are crucial in determining the inefficiency of pairing. In particular, highly skilled job seekers improve the technical efficiency of the matching function.

## 1. Introduction

Depuis 1990, le marché du travail a connu de profondes mutations. La population active n'a pas cessé d'évoluer, sous l'effet de l'effet démographique. Ceci a donné naissance à certains résultats. Avec le temps, ces changements sont devenus des phénomènes à consulter. La croissance démographique a entraîné un changement dans la structure de la demande. Les femmes sont largement insérées sur le marché et un grand nombre des jeunes arrivants sur le marché du travail. Ce phénomène, a entraîné un déséquilibre entre offres et demandes au sein du marché du travail et a créé le problème d'appariement.

En Tunisie, on a constaté une évolution de poids des jeunes notamment des diplômés et des femmes désireux de participer plus activement à l'essor économique. Ceci ajoute une dimension qui tient à la relation entre l'offre et la demande sur le marché d'emploi. Ce dernier se caractérise par un taux d'activité très bas, de fortes disparités et un taux de chômage considérable, surtout chez les jeunes et les diplômés.

Le chômage a connu une progression effrayante notamment chez les jeunes. Il engendre souvent l'instabilité et la fragilité. En 2010, le taux de chômage est de 13%. En le comparant avec les années précédentes il a évolué. Il est de (17,3%) en 2012, en baisse par rapport à 2013 (15,9%) et 2014 est de (14,8%). Le chômage franchissait toutefois déjà ces niveaux en 1994 et 2004 respectivement (14,1 et 15,6%). Les jeunes sont beaucoup plus touchés par le chômage que les adultes. Leur accès au marché du travail coïncide souvent avec une longue période d'attente. Cette période passe d'un mois à plus de deux ans. D'après le recensement d'habitant 2014, les chômeurs de longue durée représentent une part importante et croissante de l'ensemble des chômeurs. La part des chômeurs de longue durée (depuis plus d'un an) est de 36,2% en 2014 contre 15,2% il y a 10 ans. Par ailleurs, 34% des chômeurs sont au chômage depuis moins d'un an contre 68,6% il y a 10 ans. Selon la tranche d'âge, 20-24 ans le taux de chômage en 2010 a enregistré 27,5% et à 32,6% chez ceux âgés de 20 à 29 ans. Le phénomène du chômage n'est pas limité à ces niveaux. Par ailleurs, il touche aujourd'hui de plus en plus les diplômés du supérieur. Ce taux n'a pas cessé d'évoluer, passant de 6,9% en 1994, 12,7% en 2004, 22,1% en 2014.

Le chômage en Tunisie est connu par sa disparité régionale. Il est réparti inégalement entre les régions. En effet, les régions du nord-ouest, du Centre Ouest, du sud-ouest et du sud-est enregistrent en 2012, respectivement les taux de chômage suivants 21,4% ; 20,5% ; 28,4% et 27,4% contre 17,7% pour le District de Tunis ; 13,2% pour le Nord-Est et 13,7% pour le centre est. Il apparaît que les régions de l'intérieur sont les plus touchées par le chômage.

La situation est inquiétante. Les autorités ont mis l'accent sur le marché d'emploi, et le considèrent parmi leur préoccupation majeure. Certains travaux ont essayé d'expliquer le dysfonctionnement du marché tel que, l'étude EL Bekri Fathi (2003). De même aussi le rapport (2005) effectué par la Banque mondiale en collaboration avec ministère d'emploi et d'insertion d'emploi examine les stratégies d'emploi et l'évaluation des politiques actives et passives d'emploi. Anis Bouabid analyse l'appariement sur les marchés régionaux<sup>1</sup>. L'étude de Mohamed Amara, Anis Bouabid et Lotfi BELKACEM (2013)<sup>2</sup> traite le processus d'appariement sur les marchés régionaux. Ainsi l'État a créé les programmes de promotion en faveur des jeunes, à travers ses différents modèles. Malgré ces efforts, la Tunisie connaît un chômage élevé.

Partant de l'idée que la fonction d'appariement est analogue à une fonction de production. Son utilité est l'étude des frictions sur le marché du travail. Les travaux empiriques sur cette fonction ont été effectués par les économistes, comme Blanchard et Diamond (1989),

---

<sup>1</sup> Efficiency frontier and matching process on the labor market: Evidence from Tunisia (2010).

<sup>2</sup> Les marchés locaux du travail en Tunisie : espace et processus d'appariement

Pissarides (2001). Ces derniers ont confirmé que les rendements d'échelle sont constants, sur des données agrégées. L'étude est basée sur l'hypothèse d'homogénéité des frictions entre différents sous marchés, suite à l'absence des données microéconomiques. La comparaison est faite entre deux études. La première est réalisée sur des séries chronologiques agrégées<sup>3</sup>. La deuxième est réalisée sur des données en coupe transversale. Les auteurs découvrent que l'agrégation n'a aucun effet significatif sur les résultats.

Dès sa naissance l'utilité de la fonction d'appariement a connu un progrès. Au début, elle a été considérée afin d'étudier les frictions au sein du marché, dans le cadre d'efficience Blanchard et Diamond (1989). Le concept d'efficacité technique<sup>4</sup> est déterminé par la capacité des régions à réaliser l'appariement ou bien le match entre des stocks de demandeurs d'emploi et les postes vacants (Fahr et Sunde (2002, 2005) ; Ilmakunnas et Pesola (2003) ; Ibourk et al. (2004). La fonction d'appariement est interprétée comme une frontière qui détermine la limite supérieure pour la réussite des matchs qui pourraient être produits par les actions données des demandeurs d'emploi et les postes vacants.

Puis l'analyse de la fonction d'appariement est basée sur des données de panel dont le but d'examiner l'hétérogénéité observable et non observable à l'échelle régional. Ici on cite l'étude réalisée par Kano et Ohta (2004). Lesquels cherchent la relation des différentes variables de la fonction afin de résoudre le problème d'hétérogénéité et ceci à travers la méthode des moindres carrés. Même ces efforts effectués restent incomplètes pour résoudre le problème d'hétérogénéité. Chaque région possède ses caractéristiques relatives qui diffèrent de l'une à l'autre. Ces caractéristiques relatives se réagissent entre elles-mêmes ce qui traduit par des erreurs dans l'estimation. La prise en considération de ces interactions spatiales dues à la proximité géographique est très importante dans fiabilité de l'estimation. Par ailleurs, ne pas faire attention à la dimension locale et régionale du marché du travail au profit de sa dimension nationale peut affronter un climat de tension sociale dans le pays (révolution tunisienne du 14 janvier 2011).

Étant donné l'importance d'impact d'appariement sur l'efficience au sein du marché du travail, il convient d'approfondir l'analyse du lien entre le niveau d'efficience et les caractéristiques des chômeurs. On considère dans cette analyse, les déterminants microéconomiques au niveau de sept régions tunisiennes. On retient compte de l'hétérogénéité en introduisant les effets spécifiques (fixes et aléatoires) dans le temps et dans l'espace. Pour ce faire, on a utilisé des données issues de l'Institut National de la Statistique et de l'Agence Nationale pour l'Emploi pour la période qui s'étale 2004-2012.

Il faut pas oublier que le niveau d'efficience est tributaire des nombreux facteurs. On a vu dans des études antérieures. Anis bouabid (cas de la Tunisie), Aomar Ibrouk (Maroc) ont souligné que facteurs macroéconomiques et structurels, sont des facteurs clés dans l'analyse de l'efficience. Les déterminants explicatifs retenus sont les caractéristiques des demandeurs d'emploi dans chaque région ; positionnement de chômeur sur le marché du côté âge, niveau d'instruction, durée du chômage, son milieu de résidence.

L'analyse par régions est fondée sur le modèle de données panel classique et le modèle de frontière stochastique. La première méthode repose sur l'effet aléatoire et l'effet fixe. La deuxième est celui de Battese et Coelli, Greene (2005). Ces dernières mettent en évidence l'évaluation de l'importance relative des variables explicatives. Les résultats des modèles sont présentés sous forme des tableaux de coefficients, qui indiquent pour chaque variable le seuil, et le niveau moyen d'efficience par région.

---

<sup>3</sup> Coels Smith (1996), l'Angleterre

<sup>4</sup> Farrell(1957)

L'originalité de ce travail réside au niveau d'utilisation d'approche frontière stochastique sur des données de panel. Cette méthode vient de tenir compte des effets spatiaux et caractéristiques individuels des chômeurs, dans l'estimation d'une fonction d'appariement au niveau des marchés locaux. Ce choix est expliqué par la spécification de chaque région. Chaque région se diffère l'une à l'autre, en plus l'accès du chômeur à l'emploi n'est pas le même vu l'infrastructure de chaque région, le milieu urbain ou non urbain.

Le déplacement du chômeur pour la recherche d'un emploi est parfois difficile, suite à l'inexistence des bureaux d'emploi pour l'inscription. Donc il est nécessaire de tenir compte de la dimension spatiale<sup>5</sup> et les caractéristiques individuelles des demandeurs d'emploi en matière d'efficacité d'appariement.

Pour mieux étaler nos observations, notre travail est organisé comme suit : la section I présente le cadre théorique et hypothèse. La section II présente le modèle de frontière stochastique dans l'appariement sur les marchés régionaux. La section III illustre empiriquement le rôle des caractéristiques individuelles des chômeurs dans l'efficacité et la forte relation existante. La dernière section traite la conclusion.

## **2. La Fonction D'appariement Et Spécification De Modèle Frontière Stochastique**

Les théories néoclassiques impliquent que le marché du travail est relativement performant avec son degré de fonctionnement. Autrement l'embauche est assurée par le tâtonnement entre offres et demandes d'emploi, sous l'existence des frictions sur le marché. Plus il gère bien son fonctionnement plus il est performant. Ces théories expliquent l'efficacité d'appariement sur le marché par la rencontre entre offre et demande d'emploi. Or ils ignorent le rôle des institutions dans l'appariement. Plusieurs obstacles empêchent le fonctionnement efficace du marché du travail. On note le problème de transmission de l'information, coûts élevés de déplacements qui engendrent faible recherche d'emploi par les chômeurs, l'inégalité entre les régions, bureaux d'emploi qui couvrent seulement les milieux urbains. Certaines approches microéconomiques intègrent les institutions dans leur analyse, pour l'étude de dysfonctionnement du marché d'emploi. Ceci est schématisé par une fonction d'appariement reliant le nombre d'embauches réalisés avec le nombre des chômeurs et postes vacants.

Dans ce cadre, le marché du travail tunisien est caractérisé par un déséquilibre. Pour partie l'inadéquation quantitative s'explique par une faible création d'emplois, déséquilibre entre l'offre et la demande. L'autre partie, l'inadéquation qualitative reliée à la formation de la main-d'œuvre et les besoins du marché est en trop grand décalage, ainsi les lacunes des systèmes d'intermédiation sur le marché du travail. Ces déterminants réduisent l'efficacité d'appariement. L'intéressant est d'étudier exactement le rôle des caractéristiques individuelles des demandeurs dont l'efficacité d'appariement entre l'offre et la demande d'emploi.

Sur la base des fondements théoriques précédents, on propose de tester le rôle de l'effet des caractéristiques associées à la structure des chômeurs et de montrer le rôle spatial dans l'appariement. L'objectif principal de notre étude est de tester l'hypothèse de l'existence d'une efficacité différenciée de la structure des demandeurs d'emploi d'une région à une autre sur le territoire tunisien. Les disparités régionales et la disparition des caractéristiques des chômeurs affectent l'appariement sur le marché du travail. En rapport avec les prédictions de la théorie d'appariement, l'hypothèse suivante peut être émise :

**$H_1$  : Les caractéristiques individuelles des chômeurs affectent l'appariement. Un chômeur qualifié exerce un effet sur l'embauche.**

Sur le plan théorique l'hypothèse est soutenue principalement par deux grandes écoles. Il s'agit de l'approche macroéconomique et l'approche microéconomique. Car sur le plan pratique, les

---

<sup>5</sup> Anselin, Le Gallo et Jayet (2008) ; Elhorst (2010 a,b) ; Lee et Yu (2010) ; Lesage et Pace (2009)

travaux empiriques présentent des résultats qui vont avec ce qu'avance la théorie. Dans le but de vérifier cette hypothèse, la démarche adoptée comporte principalement deux étapes :

La première étape s'intéresse à l'évaluation de la performance au sein du marché du travail tunisien via le modèle de frontière stochastique, à partir des variables présentées ci-dessous.

La seconde étape consiste essentiellement à l'analyse du lien entre les variables du notre modèle<sup>6</sup>. C'est-à-dire, elle implique le rapport des caractéristiques individuelles des demandeurs d'emploi envers l'inefficacité d'appariement.

Dans ce cadre, certains travaux tels que, Ilmakunnas et Pesola (2003) et Hynninen et al. (2006) ont déjà appliqué l'analyse de frontière stochastique dans l'embauche au cas du chômage en Finlande. Ils révèlent auprès de leurs études la contribution de l'inefficacité au chômage au sein de marché du travail en Finlande. Ces auteurs ont parvenu à résulter la contribution significative dans le chômage global, soit 2,5 points en pourcentage.

Dans notre étude, on a appliqué le vrai modèle de frontière stochastique à effets fixes de Greene (2005a et b) avec les conditions d'inefficacité du type Battese et Coelli (1995). La fonction d'appariement relie les placements réalisés pendant chaque année avec des demandeurs d'emploi et les postes vacants. Notre choix de division du territoire tunisien en sept grandes régions, coupe transversale respecte en premier des bases administratives et en deuxième lieu revient aux disponibilités des données utilisées. L'agence tunisienne de l'emploi (ATE), met chaque année des séries statistiques portant sur les offres, demandes enregistrées, et placements réalisés. La période d'études s'étale de 2004 jusqu'à 2012, soit neuf ans. Le terrain d'étude concerne les régions suivantes : (grand Tunis, Nord-Est, Nord-Ouest, Centre-Est, Centre-Ouest, Sud-Est, Sud-Ouest) . Notre échantillon est composé de demandeurs d'emploi inscrits (C), les emplois vacants (V) et les placements réalisés (P) déclarés à l'état des bureaux d'emploi. Les données fournissent des informations sur les caractéristiques individuelles des demandeurs d'emploi selon le statut du travail de marché, l'âge, l'éducation, le milieu urbain ou non urbain et le niveau d'instruction.

### **2.1 La structure du modèle d'appariement et méthode de frontière stochastique**

L'hypothèse de départ est que l'appariement sur le marché du travail suit le processus déterminé par la fonction de production sous la forme Cobb-Douglas (Pissarides, 2000). La fonction est présentée comme suit :

$$P_{it} = A C_{i,t-1}^{\alpha} V_{i,t-1}^{\beta} \quad (1)$$

Les variables sont définies respectivement. P désigne les placements réalisés. C indique le stock des chômeurs. V note les postes vacants. L'indice i implique la région à la fin de l'année précédente t-1. Le modèle de frontière de production stochastique est introduit par Aigner, Lovell, Schmidt (1977) et Meeusen et Broeck (1977).

Afin d'avoir schématisé le modèle de frontière stochastique défini par Battese et Coelli (1995) et Greene (2005a et b), la transformation en logarithme pour la fonction d'appariement est la suivante :

$$\text{Log } P_{it} = [ \mu_i + \alpha \ln C_{i,t-1} + \beta \ln V_{i,t-1} ] + v_{it} - u_{it} \quad (2)$$

L'expression entre crochets indique la frontière d'appariement qui donne sortie maximale. Elle peut être réalisée à des quantités données de facteurs de production demandeurs du travail et postes vacants. Selon Greene (2005a et b) le modèle est appelé le vrai-modèle à effets fixes car il sépare le vrai effet fixe  $\mu_i$  à l'inefficacité  $u_{it}$ .

En d'autres termes, l'hétérogénéité entre les régions est constante dans le temps au modèle d'appariement. Elle est séparée de l'inefficacité ce qui provoque des écarts de frontière. Cette

<sup>6</sup> Voir équation n° (2) p .9



décomposition n'est pas possible dans les modèles de base à effets fixes. Le terme d'erreur  $\boldsymbol{\varepsilon}_{it} = \boldsymbol{v}_{it} - \boldsymbol{u}_{it}$  se compose de deux éléments qu'on n'a pas observé directement.

Le terme d'erreur  $\boldsymbol{v}_{it}$ , suit la loi de distribution normale  $[N(0, \sigma_v^2)]$ . Le terme  $\boldsymbol{u}_{it}$ , est une variable aléatoire non négative représentant l'inefficacité technique dans la production d'appariement. Ils sont supposés être distribués indépendamment de  $\boldsymbol{v}_{it}$ , suivant la distribution  $N(Z_{j,it}, \delta_j, \sigma_u^2)$  tronqué à zéro (Coelli 1997). Le vecteur  $\boldsymbol{Z}_{j,it}$ , représente les variables explicatives de l'inefficience. Les  $\delta_j$  sont des coefficients à estimer.

La variance du terme d'erreur composé est exprimée  $\sigma^2 = \sigma_v^2 + \sigma_u^2$ . L'importance relative de résiduel associé à l'inefficacité est exprimé par :  $\gamma = \frac{\sigma_u^2}{\sigma^2} \cdot \sigma^2$  et  $\gamma$  sont des paramètres à estimer au lieu de  $\sigma_v^2$  et  $\sigma_u^2$ .

La distribution du terme d'inefficacité est effectuée par «facteurs environnementaux» qui varient entre les unités transversales et au fil du temps. Le terme d'inefficacité est une fonction de ces facteurs environnementaux :

$$u_{it} = Z_{j,it} \delta_j + w_{it} \quad (3)$$

La variable aléatoire  $w_{it}$  est définie par la troncature de la distribution normale de moyenne zéro et de variance  $\sigma_u^2$  de telle sorte que le point de troncature est  $-Z_{j,it} \delta_j$  et  $w_{it} \geq -Z_{j,it} \delta_j$ . Ces hypothèses sont compatibles avec  $w_{it}$ , étant troncatures non-négatifs  $N(Z_{j,it}, \delta_j, \sigma_u^2)$  dans la distribution Battese et Coelli (1995).

Cette spécification suppose que tous les facteurs environnementaux pourraient augmenter ou diminuer l'inefficacité d'appariement. Ces derniers affectent directement le degré d'efficacité technique, et non pas la forme technique de la production comme dans le cadre conventionnel à effets fixes Coelli et al. (1999).

Les paramètres de la frontière stochastique et le terme d'efficacité peuvent être estimés conjointement par la maximisation de la log-vraisemblance du modèle Coelli et al. (1997, 1998). Les estimations conditionnelles des coefficients d'efficacité, sont calculées comme  $TE_{i,t}$  (termes d'inefficience) :

$$TE_{i,t} = [\exp(-u_{i,t}^*) \mid P, C, V, Z]$$

La mesure de l'efficacité est absolue et non relative à la meilleure dans l'échantillon. Il est égal à 1 quand les matchs se trouvent sur la frontière, sinon  $TE_{i,t} < 1$ .

## 2.2 Base des données et spécification du modèle

Notre échantillon des données sont publiées par l'INS<sup>7</sup> et les ANETI<sup>8</sup>. Elles sont composées par les placements réalisés durant l'année t ( $P_t$ ), le stock des demandeurs d'emploi enregistrés à l'année t-1 ( $C_{t-1}$ ), les postes offerts à la fin de l'année précédente ( $V_{t-1}$ ), pour les sept régions pour la période de 2004-2012.

En suivant modèle de Fahr et Sunde (2002, 2005), Ilmakunnas Pesola (2003), Ibourk et al (2004), on inclue au modèle d'appariement les variables de contrôle capturant l'hétérogénéité du marché du travail affectant l'efficacité technique d'appariement. Les variables explicatives de l'inefficience sont constituées des caractéristiques individuelles des chômeurs. Ceci se réalise en fonction du statut du marché de travail, l'âge, le niveau d'instruction, milieu de résidence. Donc on parle de la part des chômeurs de longue durée (plus d'un an), chômeurs dans chaque région tunisienne, demandeurs d'emploi moins de 25 ans et plus de 50 ans,

<sup>7</sup> Institut National de Statistique

<sup>8</sup> L'Agence Nationale pour l'Emploi et le Travail Indépendant

chômeurs ayant un niveau primaire ainsi que les demandeurs hautement qualifiés (ayant un niveau supérieur). Ces variables sont inclus dans le terme d'inefficience.

Le tableau n°1 résume les statistiques suivantes. En moyenne, il y a 10.87447 chômeurs et 9.583002 emplois vacants. Les chômeurs caractérisés par le type du chômage de longue durée marque une grande part. Cette dernière note en moyenne, 24.50 %. Si on prend le critère de on constate que, près de 31% des chômeurs sont âgés de moins de 30 ans. Et ceux ayant l'âge inférieur de 25 ans représentent en moyenne 34.34% de stock des chômeurs. Selon le niveau d'instruction, les chômeurs inscrits sont majoritairement instruits. En moyenne 16.35% ont un niveau primaire. Pour ceux ayant le niveau secondaire, en moyenne la part est de 21.49 %. En moyenne près 28% ont le niveau supérieur. Concernant le milieu, on a constaté près de 17% des chômeurs en moyenne résident dans le milieu urbain et près de 16% en moyenne en milieu non urbain. (Voir tableau n°1 : Tableau statistique descriptive).

Outre le tableau statistique, figure 1 fournit des informations préliminaires sur les différences régionales dans l'espace de probabilité d'appariement (P/C) et l'intensité sur marché du travail (V/C) à travers les régions tunisiennes.

Selon le graphique, les deux facteurs probabilité d'appariement ( $\frac{P}{C}$ ) et tension sur les marchés régionaux, ( $\frac{V}{C}$ ) ont augmenté de manière continue sur la période 2004-2012. Le changement dans le taux d'appariement était sensiblement plus lent, en particulier dans les années 2008. Par conséquent, l'écart entre le taux d'appariement et la tension a également élargi sur la période 2010-2012. Ceci indique la détérioration de l'efficacité d'appariement. Pour un marché du travail donné, la tension sur les marchés du travail régionaux est en mesure de produire moins d'embauches. Ces chiffres fournissent un point de départ de notre analyse de frontière stochastique, qui prend simultanément la variation du temps et des facteurs qui affectent l'appariement pour faire l'estimation d'efficience.

Les sous marchés du travail tunisiens (régions), sont assez différenciés dans le contexte national. Ceci revient aux grands changements liés au niveau structurel. Ces mutations engendrent un déplacement des chômeurs migratoires des régions intérieures. Ceci s'explique par le manque de création d'emploi, sous l'absence des usines qui créent les postes vacants. Il en résulte qu'une tension de la main d'œuvre dans les régions côtières et donc une forte tension sur le marché du travail au niveau global. Ainsi étant donné les différences entre le milieu urbain et non urbain, il y a un déplacement des chômeurs vers le milieu urbain. Ce milieu est plus favorisé et plus riche des postes d'emploi. On va donc envisager en quoi l'introduction de la dimension spatiale permet d'enrichir notre compréhension du fonctionnement des marchés locaux du travail, exemple Tunis. La probabilité d'appariement sur le marché est en fonction du niveau d'efficacité et la tension sur le marché (V/C).

Le graphique n°2 retrace l'évolution de la tension sur le marché au niveau régional (grand Tunis). Après une augmentation en 2005, le niveau reste relativement stable entre 2006 et 2010. La variation de la tension sur le marché du travail au cours de cette période est la conséquence de l'insuffisance de créations d'emploi<sup>9</sup> et aussi de l'augmentation du chômage. Cette évolution peut s'expliquer en partie par la dynamique de marché sous l'effet de l'accroissement de flux des nouveaux arrivés des demandeurs avec l'insuffisance des postes vacants surtout après les années 2000. Et ceci revient à un essoufflement de la croissance a été observé. Il est dû aux limites du modèle de croissance extensive existant (BEDOUI, 1998) et à une conjoncture internationale basse. Cette période de récession mondiale est en partie à l'origine du relâchement du marché du travail en Tunisie.

---

<sup>9</sup> Belliareth et Hergli, (2000)

### 3. Résultats Empiriques

L'analyse avec données de panel est spécifiée. Elle est constituée par un terme appelé effet individuel qui permet de saisir l'existence d'effets spatiaux spécifiques aux régions. Ainsi, la dimension spatiale va apparaître comme un facteur de différenciation du fonctionnement des marchés du travail régionaux.

Notre vérification empirique, s'appuie sur six modélisations. Ces dernières sont classées aux tableaux d'estimation numérotés 2, 3,4 et 5. L'estimation aura lieu en s'adressant à un modèle classique à effets fixes et effets aléatoires, en premier lieu. Ces deux spécifications économétriques avec des données de panel se distinguant l'une de l'autre par la conception déterministe ou aléatoire de l'effet individuel. On a passé du modèle panel classique à un autre appelé modèle de frontière stochastique, qui se différencie au niveau du type.

D'où les modèles 1 et 3 visent à déterminer l'efficacité d'appariement à partir des variables structurels, qui sont les chômeurs et les postes vacants. Alors que les modèles 4,5 et 6 se spécifient par l'ajout des références spécifiques dans la fonction en prenant le temps invariant, l'hétérogénéité dans la fonction d'appariement. Tous ceux-ci permettent d'avoir le rôle de certaines variables dans la détermination de degré d'efficacité au sein des marchés régionaux. On a estimé également tous les modèles avec une tendance à la fonction avec des références annuelles sur des données régionales de 2004-2012. Les modèles avec des références se sont avéré avoir plus de pouvoir explicatif.

Selon les résultats, le coefficient pour les postes vacants à travers les spécifications évolue, de même le coefficient pour les demandeurs d'emploi.

Le coefficient des chômeurs est plus fragile. Il varie entre 1.08889 et 2.263344. La spécification de modèle de frontière stochastique (SFA) signale notamment la hausse de coefficients de demandeurs d'emploi. Ils prennent en compte en plus de variation entre-unités, la variation intra-unité. Ceci pourra donner les coefficients élevés des demandeurs d'emploi.

Parmi ces modèles de données de panel classiques, le test Hausman, favorise la spécification à effets fixes contre modèle aléatoire. Tous les modèles, indépendantes du type panel ou l'inclusion des conditions d'inefficacité, exposent des rendements d'échelle décroissants.

Le  $\gamma$  coefficient dans les modèles de la SFA correspond à la part estimée de terme d'inefficience dans la variance du terme d'erreur composé, à savoir. Il est une indication d'erreurs recto-verso.

Dans la spécification de SFA, le terme d'inefficience est insignifiant, car  $\gamma$  est proche de zéro et non statistiquement significative. Ceci indique que tous les écarts par rapport à la frontière sont dus à des erreurs aléatoires ( $v_{it}$ ).

Cela indique que les effets fixes sont nécessaires afin de séparer les effets d'inefficacité. On a sept régions ayant une grande hétérogénéité. Lorsque, on introduit la tendance temporelle dans le terme d'inefficience,  $\gamma$  est de l'ordre de 0,90. L'ajout de la tendance du temps augmente ainsi la fraction d'inefficacité au terme d'erreur composée.

Par conséquent, l'efficacité semble avoir une tendance négative, soit une baisse exogène correspondant à l'efficacité produite dans la période. Il convient de noter que l'ajout de la tendance du temps a une incidence marquée sur les résultats. Ceci est vérifié par la baisse de coefficient des chômeurs dans la fonction. Il est attribué à l'importance des caractéristiques individuelles des demandeurs d'emploi disponible en terme d'inefficience. Ça signification que les variations dans la composition de stock du demandeur d'emploi contribuent à l'efficacité notamment dans le modèle sans tendance temporelle.

### 3.1 Facteurs explicatifs de l'inefficience

L'étude des déterminants de l'ampleur des frictions sur l'efficience d'appariement, mène à plusieurs explications. Budd et al 1988 ; Layard et Bean, 1989 ; Pissarides 1992, ont dégagé l'intensité de la recherche des demandeurs <sup>10</sup>d'emploi est un déterminant de l'inefficience. D'autres facteurs participent à l'inefficacité, (Blanchard et Diamant 1994 ; Pissarides, 1994)... Particulier les frictions proviennent du l'offre.

Parallèlement Burgess et Turon, (2003) sont parvenus à montrer que le comportement des entreprises est aussi un déterminant essentiel de la taille des frictions d'appariement sur le marché d'emploi. Dans cette optique, une relation linéaire de l'inefficacité d'appariement avec les caractéristiques individuelles des chômeurs dans chaque région se dégage. En effet

Primo on peut supposer l'existence d'un effet individuel fixe, différent pour chaque région, on retient alors un modèle à effet fixe. Le modèle s'écrit :

$$\text{Log } P_{it} = \ln e_{ir} + \alpha \ln C_{i,t-1} + \beta \ln V_{i,t-1} + \mu_{it} \quad (4)$$

On note que  $\ln e_{ir}$  est un paramètre spécifique à chaque région exprimant l'effet individuel. La méthode d'estimation du modèle à effet fixe est Moindres Carrés Ordinaires (MCO), le modèle après et avant l'introduction des variables déterministes de l'efficience.

Secundo, on peut supposer que l'effet individuel est aléatoire. On retient alors un Modèle à Erreurs Composées (MEC), dans lequel la prise en compte de l'effet individuel est faite au niveau du résidu :

$$\text{Log } P_{it} = \ln e_i + \alpha \ln C_{i,t-1} + \beta \ln V_{i,t-1} + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

$$\text{Avec } \varepsilon_{it} = v_{it} - u_{it} \quad E(u_i) = 0 \quad \text{Var}(u_i) = \sigma_u^2 \quad E(v_{it}) = 0 \quad \text{var}(v_{it}) = \sigma_v^2$$

Dans ce cas, l'erreur globale est la somme d'une erreur aléatoire spécifique à la région (i) et d'une erreur aléatoire propre à l'observation ( $\varepsilon_{it}$ ). Ce dernier terme capte essentiellement les erreurs ayant un caractère de bruit blanc. L'effet individuel est alors capté à son tour dans le résidu d'estimation pour devenir aléatoire. Il est important de souligner par ailleurs, que l'estimation du paramètre d'efficience va être influencée par les erreurs de mesure portant sur les variables C et V. L'efficacité est calculée par le paramètre  $\hat{e}$ . Elle va refléter en partie la part de marché couverte par les agences d'emploi tunisiennes. Si cette part est faible  $\lambda$ , et  $\delta$  sont forts. L'efficacité mesurée  $\hat{e}$  est d'autant plus forte.

$$P = E C^\alpha V^\beta \quad ; \quad P = E (\lambda C^*)^\alpha (\delta V^*)^\beta \quad ; \quad P = E \lambda^\alpha C \delta^\beta V^{\beta} \quad ; \quad P = E \lambda^\alpha \delta^\beta C^{\alpha} V^{\beta}$$

$$\text{Sachant que } \hat{E} = E \lambda^\alpha \delta^\beta$$

Lors de la première étape, on s'interrogera sur l'existence d'externalités liées à la taille du marché du travail. La taille du marché est appréhendée ici par le nombre de chômeurs C, et de postes vacants V.

Une spécification de la fonction d'appariement sous forme logarithmique est utilisée, sans introduire une différenciation spatiale du paramètre d'efficacité. Donc, on a recouru à la spécification suivante pour maintenir de la limite précédente. On a le modèle suivant :

$$\text{Log } P_{it} = \log e_i + \alpha \log C_{i,t-1} + \beta \log V_{i,t-1} + \mu_{it} \quad (6)$$

Les variables sont successivement :  $P_{it}$  indique les placements réalisés dans la région i dans l'année t.  $C_{i,t-1}$  note les chômeurs dans la région i pour l'année t-1.  $V_{i,t-1}$  est le nombre des postes vacants dans la région i pour l'année t-1.  $\mu_{it}$  est le terme d'erreur. L'équation est estimée par la méthode des Moindres Carrés Ordinaires (MCO) appliquée aux données de panel. Ce modèle explique 21% de la variance des flux de recrutement régionaux.

$$\text{Log } (P_{it}) = 0,16 + 1,089 \log C_{i,t-1} + 0,593 \log V_{i,t-1} \quad (6')$$

(2.479)      (0.405)      (0.525)

<sup>10</sup> Burgess 1993 ; Blanchard et Diamant 1994 ; Pissarides, 1994 ; Van Ours 1995 ; Broersma 1997 ; Broersma et Van Ours 1999 ; Mumford et Smith 1999 ; Anderson and Burgess 2000

$$R^2 = 0,21$$

Ces premiers résultats montrent que le paramètre d'efficacité est significatif au seuil de 1%. Pour les autres coefficients, sont conformes aux caractéristiques de la fonction de Cobb-Douglas sous forme logarithmique. Ceci se déduit au niveau des coefficients des variables explicatives. Ces derniers représentent les élasticités du marché du travail.

Les résultats d'estimation ont montré les variations suivantes : D'après la méthode d'effet fixe, une augmentation de taux de chômage de 1% entraîne une augmentation de taux d'inefficacité de 1.089 \*\*\*. Un accroissement de postes vacants de 1% entraîne une amélioration de taux d'appariement de 0.593 \*\*. Ce résultat est conforme ce qui a été jugé théoriquement au niveau de la relation entre le taux de chômage et le taux d'appariement, d'une part et la relation entre le taux de postes vacants et le taux de placement réalisé. La même relation a été vérifiée dans les trois autres méthodes (méthode à effet aléatoire, méthode SFA). (Voir tableau n° 2, 3, 4 et 5).

Notre étude vise spécifiquement à tester le rôle des caractéristiques des chômeurs dans l'efficacité différencié sur les marchés régionaux. Trois modèles permettent de saisir notre objectif. Le premier est un modèle à Effets Fixes. Le deuxième est un modèle à Effets Aléatoires. Le troisième représente modèle de frontière stochastique.

On cherche à partir de notre méthodologie (SFA), d'explorer l'effet des caractéristiques des chômeurs dans l'appariement sur les marchés régionaux. On a pris en considération la position du marché d'emploi par âge (chômeurs ayant l'âge entre (30-34), de (25-29), groupe l'âge inférieur à (25 ans), niveau d'instruction, (niveau primaire, secondaire et supérieur) et durée de chômage (plus deux ans). Ainsi on a défini les groupes des chômeurs par niveau de résidence (urbaine et non urbaine). Donc les trois modèles aboutissent à la représentation suivante :

$$\text{Log } P_{it} = [\mu_i + \alpha \ln C_{i,t-1} + \beta \ln V_{i,t-1}] + v_{it} - u_{it} \quad (7)$$

Selon le modèle 1, une augmentation de 1% des chômeurs engendre une augmentation de 1.958\*\*\* au flux d'embauche. De même pour les postes vacants un accroissement de 1% traduit un accroissement au flux d'appariement de 2.485\*\*\*. A ce niveau, on confirme une forte sensibilité des appariements aux emplois vacants et une moins influence du chômage sur le nombre de postes vacants pourvus. Le paramètre d'efficacité est significatif au seuil de 10%. Les variables explicatives de l'inefficacité (sous forme du vecteur Z) dans notre modèle sont les suivants :

$C_{2 \text{ ans}}$  : Part des chômeurs de longue durée ( $C > 2$  ans)

$C_{30-34 \text{ ans}}$  : Part des chômeurs ayant l'âge (30-34 ans)

$C_{25-29 \text{ ans}}$  : Part des chômeurs ayant l'âge (25-29 ans)

$C_{<25 \text{ ans}}$  : Part des demandeurs ayant l'âge inférieur à 25 ans

$C_{>15 \text{ ans}}$  : Part des demandeurs ayant l'âge supérieur 15 ans

$C_{\text{urbain}}$  : Part des chômeurs vivant en milieu urbain

$C_{\text{non urbain}}$  : Part des chômeurs vivant en milieu non urbain

$C_{\text{prim}}$  : Part des demandeurs ayant un niveau Primaire

$C_{\text{SEC}}$  : Part des demandeurs ayant niveau Secondaire

$C_{\text{ES}}$  : Part des demandeurs ayant niveau Supérieur

Les résultats pour le chômage de longue durée ne sont pas simples. Dans le modèle à effets fixes<sup>11</sup> (tableau n°1), le chômage de longue durée affecte négativement l'appariement. Il

<sup>11</sup> Voir tableau n°1 colonne 2

correspond au coefficient de -0.0289. La même relation a été vérifiée au modèle à effets aléatoire<sup>12</sup>. Évidemment, la tendance négative de temps saisit l'effet de l'efficacité décroissante d'une augmentation du chômage à long terme. Dans les tableaux n°1, 2 et 3, les résultats par la méthode SFA, le signe et l'ampleur des chômeurs long terme change. Une augmentation de 1% dans le groupe chômeurs de long terme (  $C_{2\text{ans}}$  ) engendre une augmentation du taux d'efficacité d'appariement de 0.0179. Notre résultat est en ligne avec résultats de Blanchard et Diamond (1989). Ces derniers ne trouvent pas statistiquement l'effet négatif significatif du chômage de longue durée sur les placements réalisés. Soit en contradiction avec Ilmakunnas et Pesola (2003) qui déclarent que le chômage à long terme a un effet positif sur l'efficacité d'embauche en Finlande. Une autre étude empirique réalisé par Sanna-Mari Hynninen, sur le marché de Finlande a vérifié qu'une augmentation de 1% dans le groupe des chômeurs de long terme entraîne une diminution dans l'efficacité d'appariement -2.32\*\*\*%.

L'effet négatif des chômeurs âgés entre 30 ans et 34 ans, paraît au niveau des trois modèles. L'accroissement de 1%, pour cette tranche d'âge influence négativement le taux d'embauche de - 0.0278 (M1), de -0.0354 (M2) et de -0.0237 (M3).

Alors que le groupe d'âge inférieur de 30 ans exerce un effet positif sur l'efficacité d'appariement dans les trois modèles estimés. Un accroissement de 1% de chômeurs dont l'âge inférieur 30 ans entraîne un accroissement du taux d'appariement de 0.115\*\*\* et de 0.076\*\*\* successivement dans les deux modèles à effets fixes et variables. Ce groupe des chômeurs a un effet statistique significatif au seuil de 1%. Ceci en raison de leur flexibilité et la fraîcheur de recherche d'emploi. Leur propre effort de recherche pourrait également être plus élevé que l'effort des autres groupes. Les jeunes exercent effet positif sur l'efficience, ceci a été confirmé dans les recherches de Fahr Sunde (2002) en Allemagne de l'Ouest et dans la recherche d'Ilmakunnas et Pesola (2003) en Finlande.

Pour les chômeurs ayant un niveau primaire, successivement aux deux modèles n°1 et 2, un accroissement de 1% est de nature d'accroître l'efficacité d'appariement de 0.0085 et 0.000035. Mais reste une faible influence du taux des chômeurs ayant un niveau primaire par rapport au taux d'appariement. De même les chômeurs caractérisés d'un niveau supérieur exercent un effet positif au niveau d'efficacité d'appariement. Au modèle de frontières stochastique les chômeurs de niveau supérieur améliorent l'efficacité d'appariement. Sur le marché, ces derniers sont favorisés à ceux ayant un niveau primaire. Ils jouent un rôle important dans l'amélioration de l'efficacité d'appariement. En raison de leur qualification et leurs compétences, leur insertion sur le marché est plus facile.

Une augmentation de 1% dans le groupe des chômeurs ayant niveau supérieur augmente l'efficacité de près de 0.022. Ceci est en ligne avec les résultats de Lahtonen (2006) en Finlande et avec ceux de Fahr et Sunde (2002) dans le cadre de frontière stochastique en Allemagne. Fahr et Sunde soutiennent que les demandeurs d'emploi hautement qualifiés pourraient avoir une intensité supérieure de la recherche et que le processus de recherche peut être plus dirigé dans le segment de haute éducation du marché du travail, contribuant ainsi à une plus grande efficacité d'appariement. Les demandeurs d'emploi instruits de niveau primaire semblent diminuer l'efficacité d'appariement. Ainsi un accroissement de 1% de cette catégorie diminue l'efficacité de -0.0024. Les offreurs d'emploi pourraient préférer les chômeurs hautement éduqués aux demandeurs d'emploi de niveau primaire, même si le travail ne requiert pas nécessairement l'enseignement supérieur.

---

<sup>12</sup> Voir tableau n° 1 colonne 4

On peut avoir l'influence de deux indicateurs sur l'efficacité d'appariement, autres les facteurs qu'on cité. La tension sur le marché<sup>13</sup> et la probabilité d'appariement<sup>14</sup> ont une influence sur l'appariement sur le marché du travail. Plus les régions sont efficaces, plus le nombre de match ou bien d'appariement augmentera, et inversement. Plus il y a eu un appariement entre l'offre et demande d'emploi plus le marché du travail est efficace.

### 3.2 Les effets quantitatifs de l'inefficacité

Les niveaux d'efficacité en moyenne varient de 6.91% à 5.99 % dans le modèle à effets fixes et aléatoire, tendance du temps dans le terme d'inefficacité, voir tableau n°1. La variation de l'efficacité régionale est en moyenne 0.99 (SFA), voir tableau n°5. En moyenne, le processus d'appariement fonctionne plutôt efficacement. Le classement des régions selon l'efficacité est resté cependant assez stable au cours la période de recherche 2004-2012.

L'originalité de notre travail est d'éclairer la dimension quantitative de l'inefficacité d'une perspective peu régionale différente de celle d'Ibourk et al. (2004). Ces derniers calculent également l'efficacité et le pouvoir explicatif des variables environnementales. Notre accent est mis sur l'ampleur de l'inefficacité et ses effets directs sur le nombre des embauches annuels 7.00%. Tableau n°3 présente les résultats de ces calculs.

Il est cependant irréaliste de supposer que l'inefficacité joue un rôle-zéro dans la fonction d'appariement. Il est plus approprié de fixer la frontière d'efficacité au niveau le plus élevé constaté dans l'échantillon. Le niveau d'efficacité moyen plus élevé (0,99) est obtenu presque dans les sept régions.

Tel que défini dans la section 2, l'estimation de l'inefficacité se compose de deux parties :  $u_{it} = Z_{j,it} \delta_j + \omega_{it}$ . C'est à dire la partie expliquée par les variables explicatives de l'inefficacité est un terme aléatoire. Le vecteur  $Z$  contient les variables décrivant les caractéristiques individuelles des chômeurs, la tendance temporelle est une constante. On a calculé le poids de vecteur  $Z$  dont la détermination des estimations de l'inefficacité. La valeur du niveau de l'inefficacité prédite par les variables  $Z$  à la somme de la prédiction et la valeur absolue de l'inefficacité prédit termes aléatoires.

Plus la valeur absolue est particulière, plus le terme de l'inefficacité est important. Selon les calculs, le poids de  $Z_{j,it} \delta_j$ , est en moyenne de 8,7 % dans l'inefficacité estimée. Il y a, cependant, une faible dépendance positive entre l'importance des variables  $Z$  et le niveau de l'inefficacité. Le coefficient de corrélation entre l'inefficacité et du poids des variables  $Z$  est 0,24. Cela indique qu'à des niveaux inférieurs de l'efficacité, les variables  $Z$  jouent un rôle plus important tandis que les facteurs non liés à la composition de demandeur d'emploi disponibles devenus relativement plus importante à niveaux de rendement supérieurs.

## 4. Conclusion

Tout au long de chapitre numéro quatre on a essayé d'étudier le processus de rapprochement entre les demandeurs d'emploi et les postes vacants sur les marchés du travail régionaux, en adoptant une approche de frontière stochastique.

En premier lieu, mettre en évidence une application du modèle à vrai effets fixes, afin de décomposer l'hétérogénéité transversale invariable dans le temps. Elle affecte directement l'inefficacité d'appariement de la technologie qui provoque des écarts de la frontière. Les termes d'inefficacité ont été modélisés en fonction des caractéristiques des demandeurs d'emploi disponibles dans chaque région. Des différences notables dans l'efficacité

---

<sup>13</sup> Tension sur le marché est le rapport entre les postes vacants et le nombre des chômeurs

<sup>14</sup> Probabilité d'appariement est le rapport entre les placements réalisés et les postes vacants

d'appariement entre les régions ont été trouvées. Celles différences ont été montrées pour avoir des effets significatifs sur le nombre de postes pourvus.

En second lieu, les résultats indiquent que la diminution progressive de l'efficacité d'appariement exogène est produite au cours de la période de recherche. Les résultats montrent également que les changements dans les caractéristiques des demandeurs d'emploi contribuent fortement dans l'estimation de l'efficacité : les caractéristiques selon l'âge ainsi que leurs structures éducatives ont une forte incidence sur la capacité des marchés du travail locaux pour former la bonne adéquation. En particulier, les demandeurs d'emploi hautement qualifiés ont amélioré l'efficacité d'appariement. L'effet total de l'ensemble de l'inefficacité des variables explicatives dans le terme d'inefficience est en moyenne de 24 %. Notre analyse constitue une première étape vers la compréhension des déterminants de l'efficacité du processus d'appariement. En outre, nos résultats révèlent également une forte relation entre les dépendances spatiales dans la création d'emplois et l'efficacité de la création d'emploi qui n'a pas été démontré auparavant, et qu'on pense y reflète les frictions de recherche.

En troisième lieu, on peut se demander, si les politiques destinées à améliorer le processus d'appariement peuvent être efficaces dans la mesure où ils ne réduisent pas les effets de la dépendance spatiale. En particulier, notre résultat de la forme réduite montre qu'une forte négative ainsi qu'une forte autocorrélation positive avec les régions voisines conduit à une efficacité réduite d'appariement. Le maintien de mécanisme autocorrélation spatiale entre l'activité de création d'emplois et l'efficacité d'appariement semble être fondamentalement différent entre les régions intérieures et les régions côtières. Hypothétiquement, la recherche d'emploi par les chômeurs appartenant aux régions intérieures explique l'inefficience d'appariement, tant que dans les gouvernorats appartenant aux régions côtières caractérisées par les secteurs industriels, reflètent la recherche de recrutement par les entreprises et donc les postes vacants, ce qui implique une efficacité d'appariement dans ces milieux.

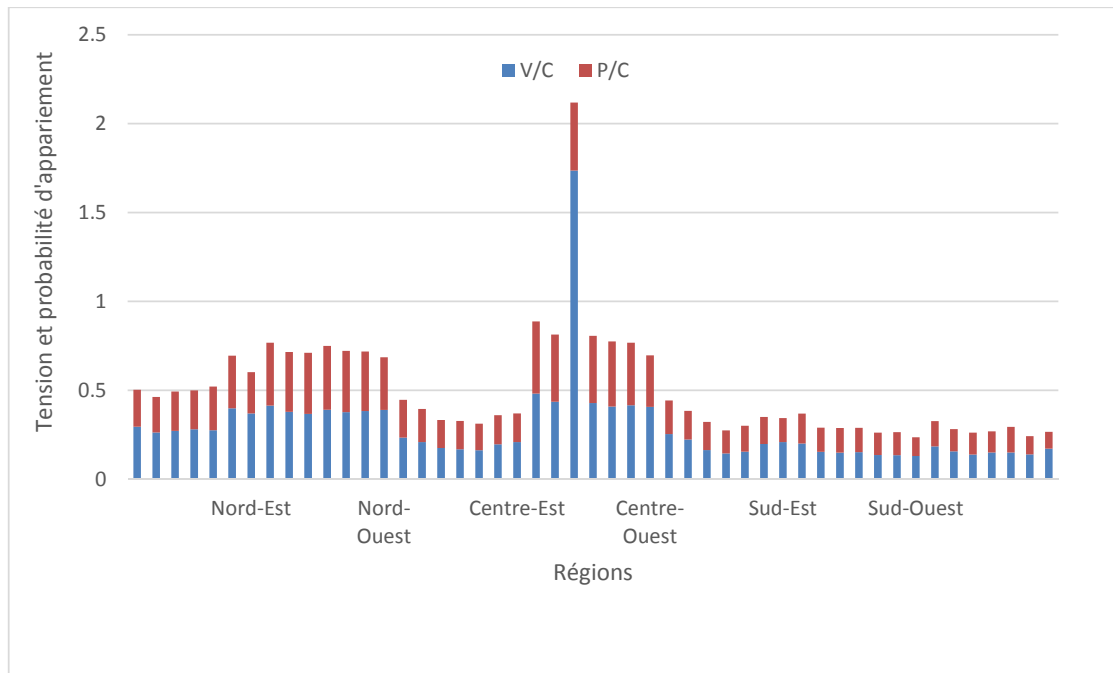
En dernier lieu, les politiques visant à améliorer l'efficacité d'appariement devrait donc utiliser différentes mesures spécifiques dans les régions intérieures que dans le nord ouest et sud-ouest. De point de vue conceptuel, notre analyse sur le niveau des régions complète les études utilisant des données sur l'ensemble ou sur le plan individuel, puisque de telles études ont peu à dire sur les différences régionales. L'effet des variations régionales dans le processus d'appariement, et la corrélation entre l'efficacité d'appariement et dépendances spatiales dans la création d'emplois, qu'on y analyse dans ce chapitre, ne l'ont pas été étudié auparavant. Ces questions sont particulièrement importantes quand il vient d'évaluer la pertinence des mesures de politique. En pointant sur la variation régionale importante dans le processus d'appariement ainsi que le rôle des dépendances spatiales pour la rapidité d'appariement entre les demandeurs d'emploi et les postes vacants, notre étude constitue une première étape vers la compréhension des canaux et des mécanismes d'entraînement derrière la relation entre l'efficacité et les modèles d'autocorrélation spatiale, mais plus de recherche correspondant est certainement nécessaire.



## Références

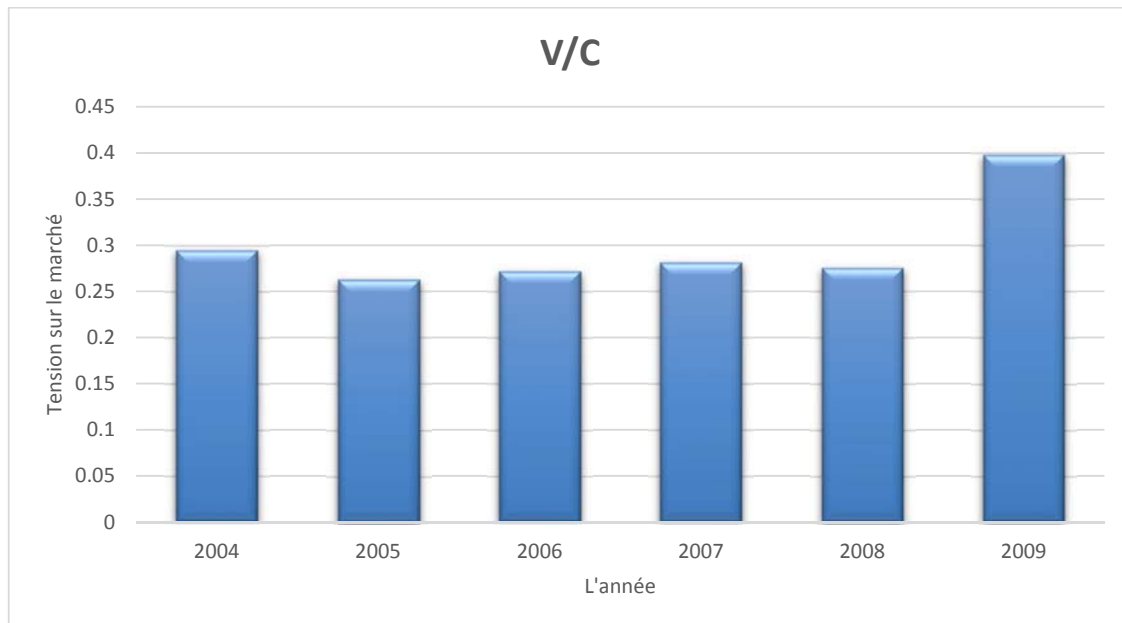
- Anderson, P.M., Burgess, S. M. (2000): «Empirical Matching Functions: Estimation and Interpretation using State-level Data», *The Review of Economics and Statistics*, 82 (1): 312-322.
- Aomar I., Sergio P. (2001) : « Frontière d'efficacité et processus d'appariement sur le marché du travail au Maroc », *Economie et prévision*, n° 150-151, pp 4-5
- Blanchard, O. et P. Diamond (1990): «The aggregate matching function,» *Growth, Productivity, Unemployment, Essays to Celebrate Bob Solow's Birthday*, MIT Press, Cambridge MA, 159-201.
- Blanchard, O. Diamond, P. (1992): «The flow approach to labour markets», *The Review American Economic*, vol.82, n°2, pp. 354-359
- Bouba E., (2009) :« Efficacité de l'appariement sur les marchés du travail locaux : Une lecture proximité », colloque *XLVIème* de l'ASRDLF
- Battese, G.E. and Coelli, T.J. (1995): «A model for technical inefficiency effects in a stochastic frontier production function for panel data»; *Empirical Economics*, 20, 325- 332.
- Cahuc P, Zylberberg A, (2001) :« Le marché du travail » Ed. De Boeck
- El Bekri F. (2003) : «Les marchés régionaux du travail en Tunisie : une analyse empirique », *Revue d'Économie Régionale et Urbain*, 2003/4 octobre, p. 623-648. DOI : 10.3917/reru.034.0623
- Greene, W. (2005a): « Fixed and random effects in stochastic frontier models», *Journal of Productivity Analysis*, 23, 7-32.
- Hynninen S.M. (2005): «Matching across space: Evidence from Finland, Labour», 19(4), 749-765. ISSN: 1467-9914.
- Ilmakunnas, P. et H. Pesola (2003): « Regional labour market matching functions and efficiency analysis, Labour», 17(3), 413-437. ISSN: 1467-9914.
- Omara M. et Bouabid A. (2013) :« Les marchés locaux du travail en Tunisie : espace et processus d'appariement » *Annals of economic and statistic* n° 109/110, january/june 2013
- Petrongolo B. and Pissarides C. (2001): looking into the black box: a survey of the matching function. *Journal of Economic Literature*, 39, 390-431.
- Pissarides C. (2000): « Equilibrium unemployment theory», MIT Press.
- Sneessens R., (2004): « Aggregate Matching Efficiency: A Stochastic Production Frontier Approach, France 1990–1994», 2004 Kluwer Academic Publishers. Printed in the Netherlands
- Sanna-Mari H. (2011): « Composition of the seeker in labour market matching: a Stochastic frontier approach », *Revista Face*, AÑO VII N° 11 (Enero - Diciembre)
- Van Ours J. (1995): « An empirical note on employed and unemployed job search. *Economics Letters*», 49, 447-452.

**Figure 1: Evolution De La Probabilité D'appariement Et Indicateur De Tension Sur Les Marchés Régionaux De 2004-2012**



Présentation de l'auteur<sup>15</sup>

**Figure 2: Evolution De V/C En Rand Tunis de 2004-2012**



Présentation de l'auteur

<sup>15</sup> Calcul personnel

**Tableau 1: L'Estimation De L'effet Des Déterminants De L'Inefficiency: Panel Classique**

Variables	modèle à effet fixe M1	modèle à effet FIXE (M2)	modèle à effet aléatoire (M3)	modèle à effet aléatoire (M4)
<i>Variable endogène Ln P<sub>it</sub></i>				
Ln C <sub>i,t-1</sub>	1.08889*** (2.69)	1.958* (1.62)	1.469 *** (5.18)	2.2633*** (3.47)
Ln V <sub>i,t-1</sub>	0.592939* (1.13)	2.485** (2.02)	1.355*** (5.83)	2.988*** (5.56)
Constant	16.28*** (6.57)	6.912* (1.74)	13.44*** (7.14)	5.996*** (1.71)
<i>Variables de contrôle : Variables d'inefficience</i>				
Ln C <sub>i,t-1</sub> (C <sub>2 ans</sub> )		-0.029 (1.17)		-0.005 (-0.32)
Ln C <sub>i,t-1</sub> (C <sub>30-34 ans</sub> )		-0.0278 (1.01)		-0.0354221 (-1.32)
Ln C <sub>i,t-1</sub> (C <sub>25-29 ans</sub> )		0.115*** (3.30)		0.07609*** (2.57)
Ln C <sub>i,t-1</sub> (C <25 ans)		-0.010		0.010871 (0.83)
Ln C <sub>i,t-1</sub> (C >15 ans)		0.0137		0.051779* (1.22)
Ln C <sub>i,t-1</sub> (C <sub>urbain</sub> )		0.0632854 (1.02)		-0.0323
Ln C <sub>i,t-1</sub> (C <sub>non urbain</sub> )		-0.10354*** (2.70)		-0.040 (-1.27)
Ln C <sub>i,t-1</sub> (C <sub>prim</sub> )		0.0085169 (0.49)		0.0000351
Ln C <sub>i,t-1</sub> (C <sub>SEC</sub> )		-0.03393 (1.63)		-0.037* (1.79)
Ln C <sub>i,t-1</sub> (C <sub>ES</sub> )		0.031915* (1.18)		0.022 (0.95)
Constante		6.912* (1.74)		5.996*** (3.504)
Rendement d'échelle				
R <sup>2</sup>	0.21	0.39	0.39	0.71
Nombre d'observation	56	56	56	56
Test de Hausman : Chi-Sq	110.00***			

**Tableau 2: L'estimation De L'effet Des Déterminants De L'inefficience : Modèle De Frontière Stochastique**

<b>Modèle Panel Frontière Stochastique (M 5)</b>		
<i>Variable endogène Ln P<sub>it</sub> (SFA)</i>		
Ln C <sub>i,t-1</sub>	1.712581*** (10.15)	2.659*** (8.87)
Ln V <sub>i,t-1</sub>	1.5832*** (9.97)	2.887*** (10.23)
Constant	13.44064*** (11.57)	10.708*** (7.69)
<i>Variables de contrôle : Variables d'inefficience</i>		
Ln C <sub>i,t-1</sub> (C <sub>2 ans</sub> )		0.018*** (4.09)
Ln C <sub>i,t-1</sub> (C <sub>30-34 ans</sub> )		-0.0237 (-1.72)
Ln C <sub>i,t-1</sub> (C <sub>25-29 ans</sub> )		0.004
Ln C <sub>i,t-1</sub> (C <25 ans)		0.01358 (1.87)
Ln C <sub>i,t-1</sub> (C >15 ans)		0.007 (0.29)
Ln C <sub>i,t-1</sub> (C <sub>urbain</sub> )		0.015 (0.67)
Ln C <sub>i,t-1</sub> (C <sub>non urbain</sub> )		0.0114 (0.67)
Ln C <sub>i,t-1</sub> (C <sub>prim</sub> )		-0.0024 (0.25)
Ln C <sub>i,t-1</sub> (C <sub>SEC</sub> )		-0.007 (0.65)
Ln C <sub>i,t-1</sub> (C <sub>ES</sub> )		0.022 (1.90)
Rendement d'échelle		
Nombre d'observation	63	63
	$\sigma^2$	0.427
	$\gamma$	0.155
Log de vraisemblance		0.009
LR-test, t=0, Chi2	-62.603162	-30.6577
Efficiency moyenne		10

**Tableau 3: L'efficacité Due Aux Caractéristiques Individuelles Des Chômeurs**

<b>Modèle SFA (M6)</b>	
Variable endogène : Ln M	
ln $\beta$ (Constant)	7.001*** (3.30)
Ln $C_{i,t-1}$	0.2239 (1.34)
<i>Variables de contrôle</i>	
Ln $C_{i,t-1}$ (C <sub>2 ans</sub> )	0.025*** (3.54)
Ln $C_{i,t-1}$ (C <sub>30-34 ans</sub> )	-0.004 (0.18)
Ln $C_{i,t-1}$ (C <sub>25-29 ans</sub> )	-0.00025 (0.02)
Ln $C_{i,t-1}$ (C <25 ans)	-0.011 (0.98)
Ln $C_{i,t-1}$ (C >15 ans)	0.022 (0.57)
Ln $C_{i,t-1}$ (C <sub>urbain</sub> )	0.009 (0.23)
Ln $C_{i,t-1}$ (C <sub>non urbain</sub> )	-0.008 (0.30)
Ln $C_{i,t-1}$ (C <sub>prim</sub> )	-0.012 (0.77)
Ln $C_{i,t-1}$ (C <sub>SEC</sub> )	0.0003
Ln $C_{i,t-1}$ (C <sub>ES</sub> )	-0.0206 (1.15)
Rendement d'échelle	
$\sigma^2$	0.412
$\gamma$	0.019
Log de vraisemblance	-61.497
Efficiency moyenne	

**Tableau 4: Efficacité et Inefficacité Sur Les Marchés Régionaux**

Régions	Efficacité	Inefficacité	Inefficacité des autres facteurs	Inefficacité due des caractéristiques des chômeurs
<b>Moyenne</b>				
Centre-Est	.9934878	.0065122	.0027843	.0096784
Centre-Ouest	.9934825	.0065175	.0027838	.0097148
District-Tunis	.9934857	.0065143	.0027877	.0097032
Nord-Est	.9934745	.0065255	.0027889	.0096751
Nord-Ouest	.9934882	.0065118	.0027826	.00971
Sud-Est	.9934698	.0065302	.0027903	.0098038
Sud-Ouest	.9934722	.0065278	.0027927	.0097547
Moyenne totale	0.9934801	0.0065199	0.0027872	0.00972

**Tableau 5: Tableau Statistique Descriptive**

	Moyenne	Min/Max	T student
Taux d'appariement			
Placements réalisés : P	9.982571	8.556414/12.55619	1.092
Les chômeurs : U	10.87447	8.8084254/12.87261	0.9122813
Les postes vacants : V	9.583002	7.424762/12.13559	0.9693841
$C_{2\text{ ans}}$	24.50024	2.65/81.5	16.56544
$C_{30-34\text{ ans}}$	16.38611	8.5/35.1	6.760987
$C_{25-29\text{ ans}}$	30.50556	14.4/63	10.60959
$C_{<25\text{ ans}}$	34.34028	13.1/74.7	12.50487
$C_{>15\text{ ans}}$	16.04964	6.38/28.6	5.013723
$C_{\text{urbain}}$	17.12857	8.8/29.5	5.443306
$C_{\text{non urbain}}$	16.08163	6.8/28.1	4.68818
$C_{\text{prim}}$	16.35714	6.4/45.9	10.71947
$C_{\text{SEC}}$	21.49184	8.1/43.5	9.043065
$C_{\text{ES}}$	27.12857	9.7/47.4	10.69186

On note :

**P** : Placements réalisés

**C** : Les chômeurs

**V** : Les postes vacants

$C_{2\text{ ans}}$  : Part des chômeurs de longue durée ( $C > 2$  ans)

$C_{30-34\text{ ans}}$  : Part des chômeurs ayant l'âge (30-34 ans)

$C_{25-29\text{ ans}}$  : Part des chômeurs ayant l'âge (25-29 ans),

$C_{<25\text{ ans}}$  : Part des demandeurs ayant l'âge inférieur à 25 ans

$C_{>15\text{ ans}}$  : Part des demandeurs ayant l'âge supérieur 15 ans

$C_{\text{urbain}}$  : Part des chômeurs vivant en milieu urbain

$C_{\text{non urbain}}$  : Part des chômeurs vivant en milieu non urbain

$C_{\text{prim}}$  : Part des demandeurs ayant un niveau Primaire

$C_{\text{SEC}}$  : Part des demandeurs ayant niveau Secondaire

$C_{\text{ES}}$  : Part des demandeurs ayant niveau Supérieur