

Besma Jellali

Faculté Sciences Economiques de Tunis, Université Tunis El-Menar

besmajellali@hotmail.fr

Hétérogénéités spatiales et inefficience sur les marchés régionaux : cas de la Tunisie

Résumé :

L'objectif de ce papier est d'estimer le processus d'appariement mettant en relation le nombre des placements réalisés en fonction d'un stock donné de postes vacants et de chômeurs, sur des données tunisiennes régionales (1987-2016). Nous utilisons les régressions linéaires et la méthode de frontière stochastique (SFA) pour tenir compte d'une manière explicite l'inefficience due de la disparité régionale et les hétérogénéités entre les gouvernorats. Nos résultats suggèrent que la prise en compte de ces effets génère des rendements d'échelle croissants sur le marché du travail Tunisien. Nous montrons aussi que l'inadéquation entre l'offre et demande d'emploi ainsi que le mismatch dans les gouvernorats causent une dégradation accrue sur le processus d'appariement dans le marché local.

Mots clés : appariement, marchés régionaux, mismatch, hétérogénéité spatial

Introduction

L'économie de la Tunisie est inscrite dans un processus de réformes économiques et de libéralisation depuis 1986. Ces dernières sont constituées essentiellement de plan d'ajustement structurel, l'année 2008 est marquée par l'insertion au mouvement de globalisation donc l'adhésion au GATT suivi par la signature de l'accord de libre-échange avec l'Union Européenne en 1995. L'économie tunisienne profite désormais d'un degré d'insertion dans les échanges mondiaux parmi les plus élevés du monde¹. Par ces réformes la Tunisie vise au bon fonctionnement et estime la liberté économique. Alors que ces changements n'ont créé qu'une nouvelle répartition économique et même géographique. Donc ceci reflète des conséquences désastreuses sur le marché travail, l'aggravation du chômage, le creusement de l'écart entre les couches sociales et à la fragilisation des régions et leur marginalisation. Ainsi on note une forte hétérogénéité au niveau de taux de chômage entre les différentes régions. Par répartition régionale, les gouvernorats du sud de la Tunisie ont enregistré le taux de chômage le plus élevé, au cours du quatrième trimestre 2015, avec 26,6% dans la région du Sud-Est et 22,3% dans la

¹ Forum économique mondial sur l'Afrique, tenu 13-15 juin 2007

région du Sud-Ouest. De leur côté, les gouvernorats du Nord-Est et du Centre-Est ont affiché le taux de chômage le plus faible avec 8,9% et 9,9% respectivement. La capitale politique, administrative, financière, économique, culturelle et universitaire de la Tunisie est aussi un territoire où le taux de non-emploi est anormalement élevé et où la durée du chômage est particulièrement longue.

Les réformes d'ouverture économiques et les politiques d'insertion dans la vie active et professionnelles vécues ont permis à la Tunisie d'être plus intégrée à l'économie mondiale . Toute fois la croissance est demeurée relativement faible, quand bien même le déséquilibre sur le marché du travail, déficit public... Ceci n'a pas été de nature à faire face à une augmentation simultanée d'offre et demande d'emploi, d'une absorption significative de taux chômage, plutôt sur une cadence inquiétante de son accumulation. La reconstruction de ces actions s'annonce longue et difficile. Dans ce cadre le marché du travail tunisien est une préoccupation majeure. Les économistes et les autorités arrivent à mettre le doigt sur certains vrais problèmes : problème des débouchés, l'embauche, l'insertion des jeunes qualifiés à la vie active, les modes d'accès de la population à l'emploi, l'excès d'offre à la demande ou bien l'inverse. Dans ce cadre, les travaux récemment effectués en Tunisie cherchent à maintenir une explication sur le fonctionnement du marché du travail et à étudier son efficacité (El Bekri Fathi, 2003). Cet auteur a vérifié une augmentation de l'efficacité du processus d'appariement de la main d'œuvre qualifiée en estimant une fonction d'appariement sur la période 1980-1998. Dans la même ligne on cite les études effectuées Anis Bouabid et Imed Drine, étude sur des données régionales de 1984 au 2004 « Efficiency frontier and matching process on the labor market: Evidence from Tunisia ». La fonction d'appariement constitue un outil d'évaluation du marché du travail (O.J. Blanchard et Diamond (1989) ; Petrongolo et C.A. Pissarides (2001)) sur des données agrégées ou bien en coupe transversale, en raison de la non disponibilité des données à l'échelle microéconomique. La comparaison des études basées sur les données à l'échelle macroéconomique par celles sur des données à l'échelle microéconomique donnent des résultats moins significatifs. Les études ont bien traité l'efficacité d'appariement sur les marchés régionaux mais elles ont ignoré l'impact des hétérogénéités non observées dans l'espace, l'effet des hétérogénéités entre les régions sur l'appariement. Le marché du travail est caractérisé par des dysfonctionnements qui s'expriment par l'inadéquation entre les offres d'emploi et les demandes d'emplois. Ils sont liés notamment aux disparités régionales, l'hétérogénéité sur les marchés régionaux, les caractéristiques relatives de chaque zone d'emploi, les politiques d'emploi et les institutions du marché du travail.

Face à une incertitude accrue et dans le cadre d'un environnement macroéconomique et économique globalement dégradé. L'hétérogénéité spatiale est considérée comme un facteur très important affectant l'appariement sur le marché du travail. On note l'étude de Mohamed Amara, Anis Bouabid et Lotfi Belkacem, 2013. Une étude porte des données régionales pour la période 1984-2008, en estimant une fonction d'appariement utilisant techniques de l'économétrie spatiale sur données de panel. Ces auteurs ont montré que les chercheurs d'emploi dans les gouvernorats voisins causent une difficulté accrue sur le processus d'appariement dans le marché local. Ces travaux, s'ils éprouvent partiellement le problème de l'hétérogénéité spatiale, ils négligent souvent le problème de disparité régionale. Malgré l'importance de ces mismatch spatial dans l'estimation de la fonction d'appariement, les études empiriques (et même théoriques) tentant de tenir les éléments géographiques et spatiaux du marché du travail sont encore assez rares.

Dans le cadre d'information pure et parfaite sur le marché du travail, la rencontre entre l'offre et la demande du travail se réalise automatique. La probabilité qu'un chômeur obtiendrait un emploi est plus accessible. L'appariement augmente en fonction des variables environnementales. Diamond, Mortensen, Pissarides (2010) ont mis en évidence le rôle des imperfections et l'existence des frictions. Pour comprendre de façon plus précise l'origine des problèmes d'appariement, on propose dès lors d'on concentrer sur deux grands types de frictions fréquemment mis en avant dans la littérature économique. Les frictions liées à l'espace donnent lieu à des problèmes de « spatial mismatch» Kain, (1968) qui part à dégager le chômage local par la distance physique aux emplois. Ainsi, les frictions liées à l'hétérogénéité des agents en termes de compétences offertes et demandées sont à l'origine des problèmes de « skill mismatch» mettant en avant l'inadéquation locale entre les emplois offerts et les emplois demandés et dont les premiers théoriciens sur le marché du travail furent sans doute Jackman., Layard et Savouri (1990). Ces deux mécanismes emportés de l'économie urbaine et de l'économie du travail.

Nous avons bien observé que le territoire tunisien est connu par sa diversification d'une région à une autre. Concrètement, il importe de comprendre comment le « mismatch spatial» peut affecter les opportunités de rapprocher le chômeur à son emploi ou bien de lier le chômeur au poste vacant. L'examen de l'effet et le rôle de la disparité régionale dans l'inefficience d'appariement a provoqué une question importante de la part des économistes. En se référant à une vérification théorique des calculs des indicateurs de mismatch nous essayons de démontrer l'existence de la disparité régionale. Afin de contrôler cette hétérogénéité qui est non observée

ni dans le temps ni dans l'espace la méthode de frontière stochastique est un outil adapté à l'analyse théorique et empirique (Kano et Otha ; (2004) ; Andreson et Burgess (2000)) afin de mesurer l'inefficience due au mismatch spatial, en se basant sur les spécifications économétriques de Battese et Coelli (1992), Greene (2005). Pour ce faire, nous utilisons des données originales issues de l'Institut National de la Statistique et de l'Agence Nationale pour l'Emploi et le travail Indépendant couvrant la période 1987-2015 pour les 23 gouvernorats de la Tunisie.

Section 1. Les indicateurs de mismatch spatial

Les dispositifs publics d'aide et d'insertion des chômeurs dans la vie active sont de plus en plus décentralisés et territorialisés. Cependant, l'effet du local est généralement absent dans l'analyse de l'emploi, du chômage et d'appariement. Les analyses et les observations des chercheurs sont plus souvent globales et n'intègrent pas les diversités des situations locales. En particulier, on ne dispose pas de calcul des indicateurs de la disparité régionale dans chaque gouvernorat, une vérification de leur effet sur l'appariement.

Il y a ainsi un contraste très net entre l'action et les débats publics qui prétendent se préoccuper de la disparité territoriale sur différentes échelles, (régions, zones d'emploi, communes ou quartiers). D'où l'intérêt d'une analyse désagrégée de l'appariement en se basant sur une approche théorique tenant compte le calcul des indicateurs de mismatch sur le territoire tunisien.

1. Le fondement théorique des indicateurs de mismatch

La prise en compte des résultats de mesure des indicateurs de l'inadéquation régionale est intéressante pour éclairer le problème d'appariement et la mise en œuvre des politiques d'emploi convenables au développement du marché du travail. Le concept d'inadéquation entre l'offre et la demande du travail reste assez difficile devant certains économistes qu'on les notes, R. Jackman, R. Layard, S. Savouri, W. Franz, G. Brinello, CR. Bean, C. A. Pissarides, RB. Freeman, D. Saskice, K.G.Abraham. Selon la littérature, il existe plusieurs indicateurs de mesure de mismatch. Mais parmi les indicateurs communs figurent ceux de Jackman, Roper (1987), Jackman, Layard, Savouri (1991), Lillien (1982) et Lambert (1988). La littérature est partagée sur le concept de l'appariement. Cependant, les dernières années les économistes parlent largement de **chômage d'inadéquation qui s'exprime essentiellement par l'inadéquation structurelle entre l'offre et la demande d'emploi.**

Depuis les années quatre-vingt les marchés régionaux sont touchés par un problème de mésappariement. La perspective macroéconomique peut difficilement rendre compte de tel phénomène. Donc, il est indispensable de faire appel à une perspective micro-économique. Car cette dernière tient compte de l'hétérogénéité du marché du travail, en termes de qualification, des rigidités salariales, d'inadéquation des professions...

L'intensité de la composante de chômage d'inadéquation est liée à la dispersion des situations des différentes catégories. Partant de cette observation, nous tenons compte de deux approches principales afin de fonder notre calcul des indicateurs (M_1 , M_2 et M_3).

La première privilégie l'hétérogénéité de l'emploi. Elle donne la naissance de M_1 . La deuxième présente la relation chômeurs-emplois vacants et de là naît les deux indicateurs M_2 et M_3 .

a. L'indicateur d'Evans (1988) (M_1)

Evans part de l'idée que le chômage d'inadéquation est nul lorsque l'écart entre le taux de chômage et le taux d'emploi vacant est le même dans chaque gouvernorat i : $\frac{U_i}{L_i} - \frac{V_i}{L_i} = \frac{U}{L} - \frac{V}{L}$

Nous notons que les variables sont indiquées comme suit : U est le nombre des chômeurs.

L indique le nombre des actifs : (population active). V est le nombre des postes vacants et i

désigne le gouvernorat. $i = 1 \dots 23$. La répartition des actifs (L_i) et des postes vacants (V_i),

étant donnée pour que cette situation idéale se produise, il faudrait que chaque gouvernorat

ou' le nombre des chômeurs soit \tilde{U} tel que : $\tilde{U}_i = \left(\frac{U}{L} - \frac{V}{L} + \frac{V_i}{L_i} \right) * L_i$

Le nombre total des chômeurs (SU) appartenant à un gouvernorat est donné par : $SU = \frac{1}{2} \sum_i | \tilde{U}_i -$

$U_i | = \frac{1}{2} \sum_i L_i \left| \left(\frac{U}{L} - \frac{V}{L} \right) - \left(\frac{U_i}{L_i} - \frac{V_i}{L_i} \right) \right|$. La division de la somme des chômeurs (SU) par la population

active L_i permet d'obtenir l'indicateur M_1 . Ce dernier est décrit comme suit :

$$M_1 = \frac{SU}{L} = \frac{1}{2} \sum_i \frac{L_i}{L} \left| \left(\frac{U}{L} - \frac{V}{L} \right) - \left(\frac{U_i}{L_i} - \frac{V_i}{L_i} \right) \right| = \frac{1}{2} \sum_i \frac{L_i}{L} \left| (u - v) - (u_i - v_i) \right| \quad (1)$$

Il permet de mesurer le taux du chômage d'inadéquation. Il est nul dans le cas ou' le taux de chômage agrégé ne peut pas être réduit par une mobilité accrue des chômeurs c'est-à-dire

lorsque chaque gouvernorat vérifie la condition suivante : $\frac{U_i}{L_i} - \frac{V_i}{L_i} = \frac{U}{L} - \frac{V}{L}$

Il est égal à $(u+v)$ dans le cas extrême ou' chômeurs et emplois vacants ne coexistent pas dans aucun gouvernorat. C'est à dire lorsqu'il n'y a que deux sortes de gouvernorats : un gouvernorat i ou $U_i = 0$ et $V_i \neq 0$, et un gouvernorat j ou $U_j \neq 0$ alors que $V_j = 0$.

Cet indicateur mesure le déséquilibre au sein d'un gouvernorat. La valeur est égale à zéro, impliquant qu'il y a une adéquation entre l'offre et la demande du travail. Il mesure la part

dans l'emploi total des travailleurs ayant changé de catégorie au cours d'une période donnée (somme des valeurs absolues des variations des emplois relatifs de chaque gouvernorat).

Plus nous nous approchons de 1, plus l'inadéquation entre l'offre et la demande du travail se réalise. L'avantage que nous découlons de M_1 provient du fait que dans son calcul les valeurs des chômeurs et les postes vacants pour tous les gouvernorats sont utilisées. Il peut donc être considéré comme un moyen de mesure d'inadéquation complète. La limite supérieure $M_1 = 1$ apparaît quand tout le chômage est concentré dans une région unique et tous les postes vacants sont dans une autre région.

b. L'indicateur de Jackman et Roper (1987) M_2 et M_3

La deuxième approche prend son fondement dans la courbe de Beveridge. Donc elle est fondée sur la relation chômeurs - emplois vacants. Cette perspective rend compte de la coexistence de postes vacants et des chômeurs par un processus dynamique du processus d'appariement susceptible d'expliquer la durée individuelle de deux côtés, les firmes et les chômeurs.

Jackman et Roper raisonnent dans un cadre du marché du travail composé de n régions. Chacune de ces régions a une fonction d'appariement identique. Le nombre des placements réalisés (P_i) dans la région i au cours d'une période est donné par une fonction (P) qui vérifie les propriétés usuelles de la fonction d'appariement sous la forme de Cobb-Douglas :

$$P_i = f(V_i, U_i), \quad i = 1, 2, \dots, n \quad (2)$$

On désigne par (P_i) le nombre d'embauches réalisés, au gouvernorat i . V_i indique le nombre de postes vacants, au gouvernorat i . U_i désigne le nombre des chômeurs, au gouvernorat i .

Etant donné que la fonction d'appariement est homogène de degré 1, on peut tirer la relation suivante :

$$P_i = V_i * p \left(\frac{U_i}{V_i} \right) \quad i = 1, 2, \dots, n \quad (3)$$

Selon Jackman et Roper, il y a une absence de chômage d'inadéquation pour une structure des emplois vacants donnée le nombre des appariements est maximal. En d'autres termes, le chômage d'inadéquation est nul lorsque la contribution des chômeurs entre les deux gouvernorats respecte le programme suivant :

$$\text{Max } P = \sum_{i=1}^n P_i = \sum_{i=1}^n V_i * p \left(\frac{U_i}{V_i} \right) \quad (4)$$

Ce programme est sous l'hypothèse que : $\sum_{i=1}^n U_i$ est égale à une constante U . Pour la variable V_i est une constante spécifique pour chaque gouvernorat. La condition du premier ordre nécessite la vérification de la relation suivante : $P' = \left(\frac{U_1}{V_1} \right) = \left(\frac{U_2}{V_2} \right) = \left(\frac{U_3}{V_3} \right) = \dots = P' \left(\frac{U_n}{V_n} \right)$

Cette condition implique que le chômage d'équilibre est atteint lorsque tous les ratios de tension $\theta_i = \frac{v_i}{u_i}$ sont égaux au ratio de l'économie entière : $\theta = \frac{V}{U}$; $\theta_i = \theta \rightsquigarrow \frac{v_i}{u_i} = \frac{V}{U}$

Donc ces deux économistes proposent de mesurer le chômage d'inadéquation par le nombre des chômeurs (SU) qui devrait passer d'un gouvernorat à un autre pour que l'équilibre soit atteint. En normalisant d'abord SU par le nombre total des chômeurs (U), nous obtenons le deuxième indicateur M_2 . Puis nous normalisons SU par le nombre de la population active totale (L), nous dégageons M_3 . Les deux indicateurs prennent la forme suivante :

$$M_2 = \frac{SU}{U} \frac{1}{2} \sum_i \left| \left(\frac{u_i}{U} - \frac{v_i}{V} \right) \right| = \frac{1}{2} \sum_i \frac{L_i}{L} \left(\frac{u_i}{u} - \frac{v_i}{v} \right) \quad (5)$$

$$M_3 = \frac{SU}{L} = \frac{1}{2} \frac{U}{L} \left| \frac{u_i}{U} - \frac{v_i}{V} \right| = \frac{1}{2} \frac{u}{L} \sum_i \frac{L_i}{L} \left| \frac{u_i}{u} - \frac{v_i}{v} \right| \quad (6)$$

L'indicateur M_2 est compris entre 0 et 1. Il indique la fraction des chômeurs qui pourraient être embauchés en changeant le gouvernorat. Il est nul dans le cas où le taux de chômage agrégé ne peut pas être réduit par une mobilité accrue des chômeurs. C'est à dire un gouvernorat occupe une part identique dans le chômage et dans les emplois vacants. Il est égal à 1 dans le cas extrême où le chômage et les emplois vacants ne coexistent dans aucun gouvernorat.

En se basant sur la maximisation de la fonction d'appariement pour que l'équilibre se réalise, il faut que l'écart entre le niveau effectif de l'emploi et le côté le plus court de poste vacant et de chômeur de travail agrégé soit disparu. Donc l'équilibre ne se réalise à condition que les ratios taux chômage sur taux d'emplois vacants sont identiques sur tous les marchés et égaux au ratio de l'économie tout entière. Alors la contribution des chômeurs est optimale en rapport avec les postes vacants. L'existence des écarts entre les chômeurs et les postes vacants renvoie le problème d'appariement. Au-delà on est intéressé de cet indicateur

L'allocation optimale du chômage à l'intérieur des régions est atteinte lorsque M_2 est zéro ($u_i = v_i$ pour tous i). Lorsqu'il y a pas de mismatch à tous les gouvernorats, en d'autres termes, lorsque $u_i v_i = 0$ pour tout i , M_2 acquiert une valeur maximale 1, donc le mismatch est considéré. Cela signifie qu'un gouvernorat contient tous chômeurs et d'autres tous les postes vacants. L'indicateur M_3 est compris entre 0 et 1. Il est observé au niveau agrégé. Il mesure le gain exprimé en taux de chômage, à attendre d'une mobilité interrégionale accrue des chômeurs.

La mesure pertinente du chômage d'inadéquation doit être sensible à la variété des trajectoires suivies par l'emploi dans les différentes catégories. Jackman et Roper dans leur étude ont modifié M_1 et ils ont le remplacé par M_2 et M_3 .

2. Les données

Les données que nous utilisons dans ce travail sont collectées auprès de l'Institut National de la Statistique (INS) et de l'Agence Nationale pour l'Emploi et le Travail Indépendant (ANETI). Les différentes agences sont classées par gouvernorat et sont ainsi choisies sur la base de la disponibilité des données pour les différentes variables étudiées, et pour la période considérée. Ces données, publiées par l'INS sont des données sur les placements réalisés durant l'année t (P_t), le stock des demandeurs d'emploi enregistrés à l'année t (U_t), les postes offerts de l'année t (V_t) ainsi que la population active pour les 23 gouvernorats Tunisiens de 1987 à 2015. Cependant, ces variables correspondent à des données de stock et ne permettent donc pas de capter la nature des flux. Ces variables présentent une limite au niveau de leur incapacité de décrire la réalité du dynamisme du marché de l'emploi, la durée de la recherche d'emploi telle qu'elle est vécue par les chômeurs, le degré de disparité. Pour cela on propose de calculer des indicateurs de mismatch par gouvernorat.

Cette approche suppose que toutes choses égales par ailleurs, chaque gouvernorat sur le territoire tunisien avait la structure des chômeurs et des offreurs, par âge, sexe et qualification de son gouvernorat.

Le territoire tunisien est connu par sa diversification d'une région à une autre. Concrètement, il importe de comprendre comment le « mismatch spatial » peut affecter les opportunités de rapprocher le chômeur à son emploi ou bien de lier le chômeur au poste vacant. C'est notre hypothèse quand cherche à vérifier.

Notre travail construit trois indicateurs de mismatch qui permettent de mesurer le chômage induit par les chocs structurels. Selon l'économie du travail, il existe cinq indicateurs de mismatch, mais nous allons seulement insister sur trois indicateurs M_1 , M_2 et M_3 . Pour faire ce calcul et notre validation empirique, nous avons utilisé les données citées précédemment.

Les données sur le travail et l'emploi examinent différentes échelles territoriales. Nous notons comme repère les communes, les gouvernorats, délégations, les régions. Toutes ces références sont des territoires administratifs sur lesquels est organisée la population active tunisienne et exposées les politiques de l'emploi.

Ces données se sont étoffées à mesurer du temps avec l'apparition d'un nouvel échelon administratif depuis les années 1956, la zone de gouvernorat. Ceci précise que la subdivision de la Tunisie en zones, sous la forme de 23² gouvernorats. C'est notre territoire d'étude.

²La Tunisie présente actuellement 24 gouvernorats. Le gouvernorat de Manouba a été créé le 31 juillet 2000, avant sa création l'actuel gouvernorat était une délégation (sous-unité administrative) relevant du gouvernorat de l'Ariana. Pour garder le même

Dans notre travail chaque gouvernorat est considéré comme une zone d'emploi, un marché local. Le calcul porte sur la période allant de 1987 jusqu'à 2015.

L'hypothèse qu'on cherche à valider par la théorie de calcul des indicateurs de mismatch est l'existence d'inadéquation régionale sur les marchés régionaux.

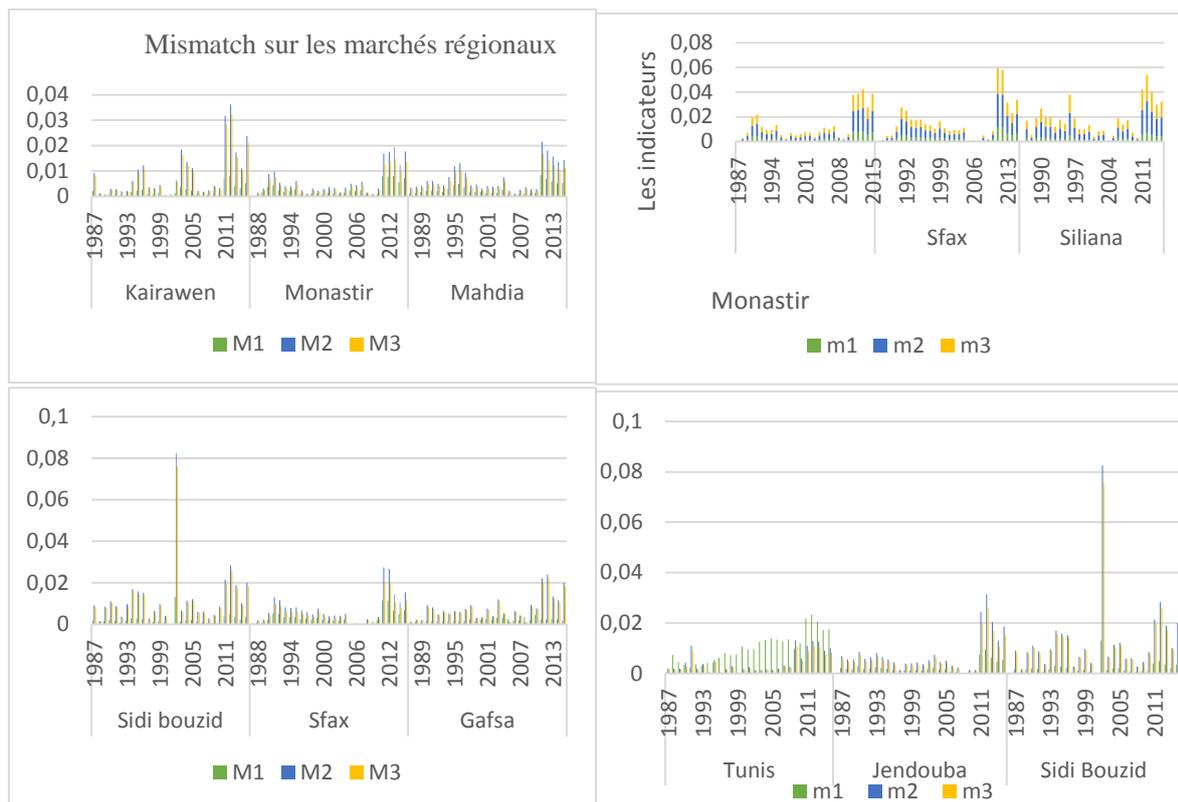
3. Calcul de M_1 et M_2 et M_3 dans les gouvernorats tunisiens de 1987-2016

L'objectif du calcul et la détermination de ces trois indicateurs est de montrer le problème d'appariement sur les marchés régionaux en Tunisie. Ceci vise à vérifier l'effet de l'hypothèse de spatial mismatch sur l'inefficience d'appariement. Des disparités offre -demande d'emploi en matière d'appariement existent entre les différents gouvernorats jouant un rôle crucial dans la détermination de l'inefficience. Donc, les développements précédents amènent à construire au cours de cette section les trois indicateurs dans des différents gouvernorats. A partir des figures, nous essayons de montrer la progression de l'inadéquation dans quelques gouvernorats sur le territoire tunisien.

Le graphique n°1, montre que quel que soit l'indicateur mentionné (M_1 , M_2 , M_3) plus s'approche de 1 plus qu'il y a eu une inadéquation entre l'offre et la demande du travail, et inversement plus il tend vers 0, plus qu'il y a eu d'adéquation. Cette relation a été bien vérifiée comme le montre les graphiques suivants. Les deux indicateurs (M_2 et M_3) ont enregistré une évolution au cours de la période 1987-2015 (voir graphique n°1-4). L'évolution de l'indicateur M_2 est expliquée par la fraction des chômeurs qui pourraient être embauchés en changeant la région. La valeur de M_3 mesure le gain exprimé en taux de chômage à attendre suite à une mobilité interrégionale accrue des chômeurs.

Figure 1 : Mismatch sur les marchés régionaux

nombre de gouvernorats depuis 1987, on a retenu le découpage administratif des 23 gouvernorats présents avant 2000 comme référence.



Source : Calcul de l'auteur à partir de la base de données de l'ANETI

Le potentiel économique a un rôle crucial dans la création d'emploi et la dynamique de la main d'œuvre... Ce dernier est parmi les origines de différence entre les régions. Il reflète une différence de l'évolution des indicateurs d'inadéquation entre les régions, voir le cas de Monastir et celui de Sidi Bouzid, voir même Monastir Kairawen. Nous avons remarqué un accroissement faible de ces indicateurs en Monastir depuis 1996 jusqu'à 2010 par rapport à celui dans la région Sidi Bouzid et Kairewen.

Est-ce que nous pouvons avoir ce résultat dans les gouvernorats où le nombre des entreprises est limité...Le gouvernorat de Sidi Bouzid est parmi les régions de l'intérieur touché par le problème du chômage résultant d'une inadéquation entre l'offre et la demande. *Ce constat sera bien vérifié par l'estimation de mismatch à partir d'une fonction d'appariement.* Le chômage d'inadéquation dans cette zone, est conçu à partir du graphique précédent. Nous notons une faible adéquation au niveau de trois indicateurs. Une légère baisse d'inadéquation a été enregistrée pour une courte période (2001-2003).

L'indicateur M_1 mesure la part dans l'emploi total des travailleurs ayant changé de catégorie au cours d'une période donnée (somme des valeurs absolues des variations des emplois relatifs de chaque secteur d'activité ou région). Les deux indicateurs M_2 et M_3 sont compris entre 0 et 1. Ils sont nuls si chaque catégorie considérée, (gouvernorat) occupe une part identique dans le chômage et les emplois vacants. Alors, le chômage ne saurait être réduit en favorisant la

mobilité catégorielle. Ils sont égaux à 1 si chômage et emplois vacants ne coexistent pour aucune catégorie. Dans ce cas, dès qu'un chômeur change de catégorie, le chômage se réduit. Ces deux indicateurs s'interprètent donc comme la contribution des déséquilibres catégoriels à la formation du taux de chômage agrégé (le gain en réduction du chômage à attendre d'une mobilité catégorielle plus forte).

L'évaluation de degré des inadéquations en Tunisie est basée sur une approche de type macroéconomique. Ceci a été manifesté par l'écart entre l'offre et la demande d'emploi, leur évolution et la tension sur le marché du travail...D'après cette approche, nous avons signalé la présence des inadéquations en Tunisie en général, dans ses régions mais également au niveau de chaque gouvernorat. Elle tient à comparer les distributions du chômage (la demande) et de l'emploi (l'offre). Les inadéquations peuvent avoir plusieurs types : inadéquations de qualifications, géographiques, mobilité de la main d'œuvre.

L'inadéquation des qualifications est devenue plus importante en Tunisie au cours des années quatre-vingt. L'inadéquation suivant les gouvernorats a un profil temporel assez irrégulier. Elle est plus élevée à Tunis. A Sfax, elle a augmenté entre 2005 et 2010. A Sidi Bouzid l'inadéquation a demeuré stable avant les années 2000, puis a augmenté. A partir des graphiques, nous constatons que les indicateurs M_1 , M_2 et M_3 montrent une tendance à la hausse du chômage d'inadéquation depuis le début des années 1987, dans les différents gouvernorats étudiés. L'indicateur M_1 rend compte directement de l'ampleur du problème de chômage d'inadéquation. Son interprétation est la part du chômage structurel lié à des problèmes d'inadéquation de la main-d'œuvre. Ses contraintes est qu'il ne renseigne pas sur l'origine de ses causes. Donc le recours aux autres indicateurs tel que notre cas (M_2 et M_3) est nécessaire. Ces derniers ont traité la dimension régionale de chômage d'inadéquation. Ils constituent un élargissement de l'évaluation par rapport à l'indicateur de turbulence.

En général, et comme le montre les différents graphiques, on postule que les inadéquations existent sur le territoire tunisien. Au total, aucun gouvernorat tunisien ne présente de tendance significative à l'accroissement du chômage d'inadéquation depuis les années quatre-vingt, à la fois en termes de localisation géographique et de qualification.... L'évolution du chômage ne saurait ainsi être expliquée par une mobilité géographique ou professionnelle insuffisante. Une personne victime de mismatch peut en voir son parcours professionnel durablement affecté et le rendement attendu de son investissement éducatif dévalué ?

Section 2. L'inefficience sur les marchés régionaux

L'analyse empirique tente en premier lieu de valider une relation permettant d'évaluer l'appariement au niveau régional et en deuxième lieu d'établir un lien entre l'appariement et les indicateurs de l'inadéquation régionale. Nous allons vérifier d'abord l'hypothèse selon laquelle plus il y a eu une inadéquation spatiale provoque une diminution des placements réalisés et donc inefficience sur le marché local.

1. Les aspects méthodologiques

1.1. L'échantillon

Les données utilisées dans cette recherche proviennent des bureaux d'emploi (ANETI). Les Annuaire Statistiques de la Tunisie présentent les principales statistiques collectées et élaborées par le système statistique national et le produit de ses activités. Chaque année l'INS éditionne un rapport. Ce dernier est en cours aux nouvelles exigences de suivi de l'évolution de la situation économique du pays. Il fournit des informations relatives au marché du travail tunisien : le nombre des placements réalisés, le nombre des demandeurs d'emploi, le nombre des offres selon plusieurs spécifications. Ce qui nous intéresse est les données par gouvernorat. Notre échantillon comporte vingt-quatre gouvernorats sur la période qui s'étale de 1987-2015, soit 667 observations. Les gouvernorats sont considérés comme les marchés régionaux.

1.2. Les variables

Notre variable dépendante est les placements réalisés. Cette dernière est notée (P). Elle est maintenue lors de la rencontre des offres et des demandes d'emploi. Dans notre modèle cette variable est notée P_{it} . Cette dernière variable en fonction de (U_{it}) et (V_{it}) . Autres ces deux variables nous avons intégré à notre modèle trois variables. Ces derniers sont sous la forme des indicateurs mesurant l'inadéquation sur les marchés régionaux, noté dans notre modèle par $M_{j,it}$. Avec j est de 1... 3 et t indique le temps. Nous les présentons successivement ces indicateurs $M_{1,it}$, $M_{2,it}$ et $M_{3,it}$ qu'on a déjà calculé dans la première section.

1.3. Le recours aux données de panel

Nos estimations sont effectuées sur des données de panel. Les données portent sur les placements réalisés, les demandeurs d'emploi, les postes vacants. Ces derniers sont de type panel collectées en suivant le temps, pour les mêmes gouvernorats. Les trois indicateurs d'inadéquation sont calculés au cours de la période 1987-2015, pour chaque gouvernorat, en

utilisant des données sur la population active, les chômeurs et les postes vacants, qui sont présentés dans la section I. Au-delà de ces informations nous sommes à la présence de deux dimensions : la dimension temporelle (t) et la dimension spatiale (i). Ceci mentionne notre recours aux données de panel.

Ce qui nous intéresse est que le modèle panel tient de deux spécifications. En première validation empirique il prend en considération l'effet individuel et l'effet temporel. En deuxième partie le modèle traite la méthode de frontière stochastique surtout au niveau de l'hypothèse d'inefficience due au problème de mismatch spatial.

2. Le modèle économétrique

Par convention, un modèle d'appariement est la meilleure spécification de processus d'embauche. L'appariement conduit simplement l'offre face à la demande sur le marché du travail. On cherche au niveau de la première partie empirique de notre travail empirique de valider l'hypothèse suivante :

H1 : L'existence simultanée d'offre et demande d'emploi sur le marché local explique le mésappariement.

Cette relation a été schématisée, dans l'équation n°2. Avant d'entreprendre une analyse désagrégée détaillée des données mentionnées, il est important d'établir quel type de relation exister entre les données réelles selon les régions pendant la période d'étude et de choisir le modèle le plus représentatif de la fonction d'appariement.

Selon l'équation n°2 la fonction d'appariement peut être écrite sous la forme particulière de Cobb-Douglas Blanchard, Diamond, (1992) ; Lindeboom, van Ours, Renes, (1994) ; Saint-Paul, (1996) :
$$P = \beta U^{\alpha_1} V^{\alpha_2} \quad (7)$$

Le processus d'appariement est identifié à une fonction de production. Les deux paramètres α_1 et α_2 montrent simultanément l'importance relative de l'offre et de la demande sur le marché du travail. Ce sont les coefficients d'élasticité partielle. En cas de rendements d'échelles constants ou $\alpha_2 = 1 - \alpha_1$ nous remplaçons au niveau de la fonction α_1 par α_2 . Donc l'équation d'appariement s'affiche comme suit :

$$P = \beta U^{\alpha_1} V^{1-\alpha_1} \quad (8)$$

En divisant les deux côtés de l'équation 8 par le nombre de chômeurs (U), nous obtenons la fonction linéaire dérivée, qui est homogène :

$$\frac{P}{U} = \beta \left(\frac{V}{U}\right)^{1-\alpha} \quad (9)$$

En raison de la qualité spécifique de ce problème qui apparaît dans les circonstances de l'analyse mentionnée la transformation linéaire est mise en œuvre. L'équation n°9 assume donc une forme modifiée. Elle a la forme de fonction logarithmique linéaire.

$$\text{Log}(P_i/V_i) = \ln \beta + (1 - \alpha) \ln(V_i/U_i) + \varepsilon_i, i = 1, 2, \dots, 23 \quad (10)$$

Afin de montrer la relation entre (P/U) et (V/U), il est nécessaire de souligner que la fonction d'appariement montre l'existence des rendements d'échelle constants que dans des cas rares Romer (2001,445). L'augmentation de tension (V/U) sur le marché entraîne une augmentation de la probabilité d'embauche (P/U) d'un chômeur. L'augmentation mentionnée est plus en plus petite que l'augmentation du nombre de postes vacants, en raison de l'impact des rendements d'échelle décroissants. Facteurs de produit marginal sont en baisse, mais restent positive. La fonction d'appariement a une forme concave. La pente de la fonction d'appariement est plus prévue, qui est également représentée par une ligne tangente. Si certaine région réussie l'adaptation entre les offres et les chômeurs existants l'appariement est plus efficace.

L'efficacité peut être identifiée avec l'accessibilité de nouvelle production avec méthodes ou de nouvelles découvertes technologiques, ce qui peut amener à l'augmentation de la production. La relation que nous devons aborder à partir de l'équation n°9 est une relation croissante entre taux d'embauche et l'indicateur de la tension sur le marché. Le paramètre d'efficacité est indiqué par β . Les changements dans la technologie proviennent du progrès technologique. Plus β augmente, la courbe d'appariement se déplace vers le haut. Sur le marché du travail, tels innovations peuvent être expliqués par une plus grande souplesse et efficacité du marché, et la fonction d'appariement donc décale vers le haut.

Ce qui veut dire que sur une courbe d'appariement supérieur, il y a une influence plus élevée de postes vacants divisé par des chômeurs (V/U) que nouvellement employés par les chômeurs (P/U). Cet effet peut également être illustré par une tendance à la baisse de la spécifique forme d'isoquant. L'isoquant est une fonction décroissante avec l'augmentation de la pente. Tendance à la baisse d'isoquant indique un effet améliorait de processus d'appariement. L'isoquant montre pour une quantité constante d'embauche avec une modification de nombre de postes vacants et les chômeurs, correspondant à la courbe de Beveridge. C'est possible d'observer qu'avec le même nombre de postes vacants, un certain nombre de chômeurs diminue, ce qui signifie qu'avec l'existence d'un nombre égal de postes et les chômeurs, il est possible d'obtenir un emploi plus élevé. Si le processus d'appariement réalise plus de succès, il est possible de diminuer l'inadéquation sur le marché du travail à un tel moyen. Il est possible de penser que dans le cas de l'existence d'inadéquation, l'effet inverse apparaît.

En deuxième partie nous allons vérifier l'hypothèse suivante :

H2 : L'inadéquation spatiale provoque une diminution des placements réalisés et donc le mésappariement sur le marché local.

Toujours on utilise le même modèle d'appariement, la différence est au niveau des variables explicatives. La forme adéquate traitant l'influence de mismatch sur l'appariement au niveau régional au cours de la période observée (1987-2015) est toujours la même, comme nous avons vu tout au long de notre étude. C'est la forme fonctionnelle choisie par la plupart des auteurs, Ibrouk et Perlman (2001), Petrongolo et Pissarides (2001). C'est celle représentée par la fonction Cobb-Douglas.

$$P_{it} = F(U_{it}, V_{it}); \quad P_{it} = C_{it} + U_{it} + V_{it}, \quad i = 1, \dots, 24 \text{ et } t = 1987 \dots, 2015$$

C_{it} implique la variabilité de l'efficacité d'appariement régionale ou temporelle.

La forme logarithmique du modèle est la suivante :

$$\text{Log } P_{it} = \ln C + \beta \text{ Log } U_{it} + \alpha \text{ Log } V_{it} + b \text{ Mjt} + \mu_{it} + \varepsilon_{it} \quad (11)$$

La vérification empirique de notre modèle peut être présentée sous quatre formes de relation.

La première spécification économétrique suppose l'existence d'un effet individuel fixe qui diffère d'un gouvernorat à un autre. Le modèle obtenu est le suivant :

$$\text{Log } P_{it} = \log C + \beta \text{ Log } U_{it} + \alpha \text{ Log } V_{it} + b \log M_{jt} + \mu_{it} \quad (12)$$

La deuxième considère que l'effet individuel est aléatoire, donc nous avons le modèle suivant

$$\text{Log } P_{it} = \log C + \beta \text{ Log } U_{it} + \alpha \text{ Log } V_{it} + b \log M_{jt} + \varepsilon_{it} \quad (13)$$

La question que l'on se posera alors est de savoir si l'effet individuel peut être traité comme un effet fixe ou aléatoire. Pour juger les deux spécifications, on utilise le test de Hausman. Une grande valeur de ce test favorise le modèle à effet fixe.

3 Résultats et interprétations

3.1 La relation entre l'offre et la demande d'emploi sur le marché local : Appariement

L'équation n°10 nous permet d'aborder la relation en question. Cette dernière est utilisée afin d'examiner l'effet de la variable indépendante (V/U) sur la variable dépendante (P/U). Il est nécessaire d'estimer les paramètres. Cette équation économétrique est également estimée par la méthode des moindres carrés ordinaires.

Cette fonction est décrite comme suit : (P_i/U_i) mesure le taux d'appariement sur le gouvernorat i . (V_i/U_i) indique la tension sur le marché i . β mesure l'efficacité pour le marché du travail.

Le coefficient $(1 - \alpha)$ est un paramètre mesurant l'importance relation liant la tension sur le marché au taux d'appariement. ε est une variable aléatoire inconnue. L'estimation de l'équation n°10 nous donne les résultats au tableau n°1 :

Tableau n°1 : Résultats d'estimation

L'effet de l'indicateur de tension sur le taux d'appariement (1)	
Log(Pi /Ui)	Fixed effect
Constante	0.04 [0.077]
ln (Vi /Ui)	1.18 *** [0.000]
R ²	0.88
Nombre d'observation	667
Test d'Hausman	Prob>chi2 = 0.0000

Les résultats de cette estimation (1) sont forts. Le paramètre d'efficacité est significatif. Les résultats confirment la pertinence empirique de la variable explicative. Une augmentation de 1% de l'indicateur de tension sur le marché entraîne un accroissement de taux d'appariement de 1.18. Nous dégagons que (V/U) est supérieur à 1 donc le marché est « relâché » du point de vue des demandeurs d'emplois et donc tendu du point de vue des entreprises. D'après l'estimation par la méthode à effets fixes, nous remarquons que l'équation estimée explique 88% de la variance du taux d'appariement. C'est ainsi que le taux de postes vacants pourvus sur un marché dépend du niveau d'efficacité et de la tension sur le marché du travail. Ces deux éléments expliquent la plus ou moins grande capacité du marché du travail à faciliter l'appariement. La comparaison du niveau de disponibilité des emplois et du niveau d'efficacité du marché du travail est un préalable pour conduire une politique visant à faciliter l'appariement. Statistiquement la relation entre les variables dans l'équation n° 10 est vérifiée. Dans le but d'éviter cette division et afin d'avoir une interprétation plus facile des résultats, la modification de l'équation n° 10: De telle manière, le nouveau modèle de la fonction d'appariement est défini où la variable expliquée les placements réalisés en fonction des chômeurs et des postes vacants. $\ln P_{it} = \ln \beta + \alpha \ln U_{it} + (1 - \alpha) \ln V_{it}$

L'estimation de la fonction d'appariement sur les marchés régionaux en Tunisie (1987-2015) (2)	
Ln P _{it}	Fixed effect
LnV _{it}	1.06 [0.000]
Ln U _{it}	0.24 [0.000]
Constante	1.56 [0.000]
Nombre d'observation	667
Test d'hausman ³	Prob>chi2 = 0.0000

On peut conclure que telles amélioration et efficacité d'appariement peuvent conduire à une fonction d'appariement supérieur. La valeur du paramètre β dénote l'efficacité totale du processus d'appariement sur le marché du travail. Ce dernier contient la tendance dans le temps et d'autres variables structurelles Profit (2000:46). Les variables structurelles peuvent inclure les facteurs démographiques. Par exemple, les jeunes travailleurs vont investir plus d'efforts que les plus âgés à la recherche d'un emploi, en vigueur les canaux de l'emploi, initiative individuelle dans la recherche d'un emploi, l'amélioration des conditions de transport qui ont diminué, différences géographiques et autres Anderson, Burgess (2000: 93).

3.2 La relation entre l'appariement et le mismatch spatial

Nous allons vérifier l'hypothèse suivante :

L'inadéquation spatiale provoque une diminution des placements réalisés et donc inefficience sur le marché local.

3.2.1 Résultats et interprétations

L'analyse de l'influence de mismatch sur les placements réalisés au niveau régional au cours de la période observée (1987-2015) est menée à partir de l'estimation de trois équations selon deux spécifications économétriques.

Les trois équations à estimer en premier lieu sont menées au modèle n° 12 :

$$\text{Log } P_{it} = \ln C + \beta \text{Log } U_{it} + \alpha \text{Log } V_{it} + \mathbf{b} \log \mathbf{M}_{it,j} + \mu_{it} ; \text{ sachant que } j = 1,2,3 (M_1, M_2, M_3)$$

Le tableau ci-dessus à la colonne donne ces résultats

³ On a effectué le test de Hausman, la probabilité du test (Prob>chi2 = 0.0000) est inférieure à 5%), ainsi le modèle à effets fixes est préférable au modèle à effets aléatoires.

De même pour la spécification des données de panel à effets aléatoires, nous avons estimés ces trois équations du modèle 13 :

$$\text{Log } P_{it} = \ln C + \beta \text{Log } U_{it} + \alpha \text{Log } V_{it} + \mathbf{b} \log \mathbf{M}_{it,j} + \varepsilon_{it}$$

Les deux spécifications nous permettent de quantifier l'effet des trois indicateurs d'inadéquation j (1,2, 3) notés successivement (M_1 , M_2 , M_3) sur les embauches réalisés. Les valeurs de trois différents indicateurs de mismatch sont calculées précédemment au niveau de section I.

Tableau n°2 : Estimations de l'effet d'indicateurs de mismatch sur les placements réalisés sur les marchés régionaux (1987-2015)

Ln P_{it}	Fixed Effect (1)	Battese Coelli (1992) (2)	Greene (2005) Fixed Effect (3)
Ln V_{it}	1.07 [0.000]	1.08 [0.000]	1.04 [0.000]
Ln U_{it}	0.213 [0.000]	0.18 [0.000]	0.18 [0.000]
Ln $M_{it,1}$	-0.07 [0.000]	-0.05 [0.022]	-0.05 [0.022]
Ln $M_{it,2}$	-0.048 [0.000]	-0.208 [0.688]	- 0.20 [0.688]
Ln $M_{it,3}$	-0.05 [0.000]	-0.236 [0.648]	- 0.23 [0.648]
Constante	0.72	0.720 [0.083]	0.72 [0.083]
Rendement d'échelle	RDC	RDC	RDC
Mu		-0.57 [0.768]	-0.88
Eta			0.18 [0.000]
sigma2		0.57	0.36
Gamma (γ)		0.91	0.001
Sigma u			0.0005
Sigma v			0.36
Log likelihood	Prob>chi2 = 0.0000	28.7637 Prob > chi2 = 0.0000	-357.6039 Prob > chi2 = 0.0000

Test de Fisher d'hétérogénéité	4.21		
Nombre d'observations	667	667	667

On note : les valeurs entre crochets sont les p value

L'hypothèse que nous cherchons à vérifier est que l'augmentation de l'inadéquation défavorise les placements réalisés.

Les tableaux ci-dessus résument (n° 2) l'estimation des fonctions d'appariement sur les marchés régionaux, ainsi que le test permettant de discriminer entre une spécification à effets fixes et à effets aléatoires et le test de Fisher.

Test d'Hausman

Nous sommes à la présence de des deux modèles à effets fixes et à effets aléatoires. Ces derniers tiennent en compte l'hétérogénéité de données mais les hypothèses sur la nature des effets spécifiques diffèrent du modèle à l'autre. Nous avons donc deux hypothèses.

H0 : Les effets spécifiques sont corrélés avec les variables explicatives.

H1 : Les effets spécifiques sont orthogonaux avec les variables explicatives du modèle.

Le test de Hausman nous permet de tester laquelle de ces deux hypothèses est convenables aux données. Donc le choix entre le modèle à effets fixes et à effets aléatoires est effectué par le test d'Hausman.

Le test de Hausman réfute l'hypothèse d'absence de corrélation entre le terme aléatoire μ_i et les variables explicatives du modèle, (P-value= 0.000 < 5%), on retient les estimateurs du modèle à effets fixes qui sont non biaisés.

Comme nous avons déjà mentionné au niveau des tests économétriques, le test d'Hausman favorise l'effet fixe. Notre analyse s'intéresse seulement au modèle à effets fixes, d'une part. D'autre part tous les modèles de régression mentionnés ci-dessus au cours la période observée, les coefficients de régression à côté de la variable indépendante sont significatifs, à l'exception l'indicateur M3 est non significatif.

Donc une autre norme de notre analyse empirique, nous allons se limiter à l'effet de deux indicateurs d'inadéquation restants (M_{1it} , M_{2it}). D'après le modèle à effets fixes, nous pouvons remarquer que les coefficients estimés β et α présentent les signes attendus. Le coefficient α représentant l'élasticité du nombre d'appariement par rapport au nombre de postes vacants est plus élevée, alors que β donnant l'élasticité par rapport au nombre de demandeurs d'emploi est faible. Ce qui explique l'incapacité du marché à absorber le nombre des chômeurs.

Les résultats montrent aussi l'effet négatif de l'inadéquation sur les placements réalisés. Quel que soit l'indicateur mentionné (M_1 , M_2 , M_3) le coefficient b est statistiquement significatif. Le signe négatif du coefficient d'inadéquation traduit une dégradation d'efficacité d'appariement sur la période observée. L'augmentation de l'inadéquation entraîne une baisse des embauches.

Les estimations montrent clairement que l'inadéquation explique une partie du chômage et pourrait être considéré comme un facteur baissant les placements réalisés. Les résultats d'estimation obtenus pour l'effet de M_1 présentés à la colonne deux au tableau n°5, nous mènent aux interprétations suivantes : L'effet positif et significatif des postes vacants de même pour le nombre des chômeurs. Nous pouvons confirmer qu'une augmentation simultanée des deux facteurs implique un problème d'appariement, Mortensen, Diamond et Pissarides (2010). Nous remarquons qu'une augmentation du nombre de postes vacants a un effet plus important que l'augmentation du nombre de chômeurs sur les placements réalisés.

L'augmentation du nombre des postes vacants d'une région i va améliorer la capacité d'embauche de cette même région ainsi que celles des régions voisines. Mais ceci n'est pas toujours vérifié. Un chômeur résidant dans un gouvernorat i a deux possibilités : soit il accepte de rester au chômage dans son gouvernorat de résidence, soit il décide de se diriger vers les gouvernorats voisins espérant trouver un poste vacant. Donc le gain que le poste vacant soit rempli n'est pas évident.

Dans notre travail nous avons retenu que l'augmentation de l'indicateur M_1 à l'ordre de 1% entraîne une baisse des placements réalisés de 7. Pour M_2 , les résultats obtenus ont signalé que l'augmentation de l'ordre de 1% n'a que baisser l'embauche de 4.8. Chaque gouvernorat est caractérisé par ses spécificités. Pour M_3 , les résultats obtenus ont signalé que l'augmentation de l'ordre de 1% n'a que baisser l'embauche de 5. Chaque gouvernorat est caractérisé par ses spécificités. La chance qu'un poste vacant soit rempli dans un gouvernorat i est fortement liée à ses caractéristiques. De même la condition pour que l'inadéquation soit égale à zéro est lié aussi au comportement du chômeur.

L'étude empirique se réfère à la mesure de mismatch spatial provoqué par la disparité régionale aux gouvernorats tunisiens par des méthodes théoriques connues des indicateurs de mismatch. L'une des raisons de l'augmentation du problème d'inadéquation et la faible participation de la population au marché est la disparité régionale en termes de l'inadéquation entre les demandeurs d'emploi et les postes vacants.

L'explication de ce problème revient à la mobilité interrégionale, à difficultés rencontrées par le chômeur lors de la recherche d'emploi, l'effet de voisinage. Une telle situation influe sur le processus d'appariement. Les marchés régionaux ont été de plus en plus touchés par l'inadéquation depuis 1987.

Le recours à l'analyse et la mesure de l'inefficience par la méthode de frontière stochastique est l'une des de moyen convenable. Comme on cité au début qu'on a quatre formes voilà les deux dernières. Le modèle de frontière stochastique avec la technique de Battese Coelli (1992) qui tient compte de la variation seulement de l'effet temps. La spécification de Greene (2005) tient compte des limites de Battese (1992). Elle nous permet de mesurer l'inefficience en tenant compte de la variation de terme d'inefficience dans le temps et dans l'espace.

Le tableau n°2, dans les deux dernières colonnes contiennent les résultats déduits à partir du modèle de frontière stochastique. La colonne 2 porte les estimations par la spécification de Battese et Coelli (1992). À ce niveau l'estimation est effectuée sans effets d'hétérogénéité interrégionale. Alors que la colonne 3 est spécifiée par l'ajout de ces effets d'hétérogénéité entre les gouvernorats, Greene (2005).

D'après les résultats de deux techniques d'estimation (Battese et Coelli 92 et Grenne), le modèle de frontière stochastique confirme une forte sensibilité des appariements aux emplois vacants et une moins influence du chômage sur le nombre de postes vacants pourvus. Ainsi la spécification de Battese (1992) a signalé l'effet négatif de temps sur le terme d'efficience.

Les résultats par les spécifications de Battese et Coelli (1992) et Greene à effets fixes (2005) suggèrent que la composante de l'inefficience est statistiquement significative car le coefficient associé à γ est important. Ainsi ces spécifications confirment l'effet négatif des indicateurs de mismatch sur l'efficience. Donc une augmentation de l'un de ces indicateurs n'a qu'augmenter l'inefficience sur le marché local.

Les résultats de l'analyse empirique confirment les attentes et montrent une certaine des différences dans les valeurs mesurées pour certains indicateurs d'inadéquation. Il est évident que les valeurs des indicateurs de mismatch diffèrent considérablement dans les gouvernorats.

Pour résumer, en deux points : Primo les résultats empiriques et leur analyse ont montré que l'existence de l'inadéquation régionale est élément signalant un problème d'appariement sur les marchés régionaux au cours de la période observée (1987-2015). Les indicateurs de mismatch spatial ont augmenté, il est évident que l'emploi global a diminué en raison de l'inefficacité d'appariement.

Secondo nos résultats suggèrent que la prise en compte des effets des indicateurs de mismatch génère des rendements d'échelle croissants sur le marché du travail Tunisien. Nous montrons la nature des rendements d'échelle est croissante, comme a été prouvé de la littérature dans laquelle éprouve que la nature des rendements d'échelle soit croissante. Notre résultat est intéressant reflétant que la nature du chômage sur les marchés régionaux en Tunisie est un chômage structurel. Nous montrons aussi que la disparité régionale entre les gouvernorats voisins cause une difficulté accrue sur le processus d'appariement dans le marché local.

Le travail empirique est basé sur l'estimation désagrégée de la fonction d'appariement, ici est l'originalité de notre travail.

Conclusion

Nous avons étudié dans cet article la relation d'appariement entre les demandeurs d'emploi et les postes vacants en Tunisie sur la période allant de 1987 à 2015. Le recours aux régressions linéaire pour des données en panel nous a permis de tenir compte d'une manière explicite les effets de mismatch (disparité régionale) sur l'appariement.

Les résultats obtenus le long de ce travail nous ont permis de montrer que l'élasticité du nombre d'appariements par rapport au nombre de postes vacants (α) est trop élevée alors que celle par rapport au nombre de demandeurs d'emploi (β) est trop faible. Un résultat semblable est mis en évidence par Ibrouk et Perelman (2001) dans le cas du marché du travail marocain en utilisant l'approche de frontière d'efficacité, de même comme a été prouvé par Amara M., Bouabid A., Belkacem L, (2013). Ces résultats impliquent que, contrairement à la plupart des estimations qui ont été faites pour les pays industrialisés, le nombre de postes vacants a une importance décisive dans le processus d'appariement dans le marché du travail tunisien.

Nos résultats ont montré aussi que quel que soit le modèle estimé (Effets fixe, Effets aléatoires), le processus d'appariement sur le marché du travail tunisien se caractérise par des rendements d'échelle croissants. Ce qui implique un accroissement plus que proportionnel du nombre d'embauches par rapport à la taille du marché du travail. Ce résultat reflète que le chômage en Tunisie est un chômage structurel. En plus les rendements d'échelle baissent une fois que les effets de mismatch sont pris en compte. L'importance de ce résultat qu'il réfute ce qu'on s'attendait à des rendements constants ou décroissants. Nos résultats sont conformes à ceux d'Ibrouk et Perlman (2001) à propos de rôle décisive de nombre des postes vacants, et au niveau de la nature des rendements d'échelle.

Ainsi, la prise en compte des effets des indicateurs de mismatch (M_1 , M_2 , M_3) a montré l'effet significatif des problèmes locaux d'appariement autre que les hétérogénéités entre les gouvernorats affectant l'appariement sur les marchés régionaux.

Quand on évoque le chômage dans les régions défavorisées on s'oriente en général vers la question du développement de l'investissement dans ces régions essentiellement par l'implantation d'investissements et de projets.

L'existence de problèmes d'appariement sur les marchés de l'emploi suggère des politiques de développement de la mobilité inter et intra-régionales. Toute politique favorisant cette mobilité est de nature à réduire les difficultés d'appariement et donc le chômage. La mobilité est de deux types. Il y a d'abord le côté de facilitation des déplacements quotidiens entre les lieux de résidence et ceux de travail, par le développement des transports publics ou l'encouragement de transports privés sûrs et abordables. Sur un autre plan, il y a lieu de favoriser la mobilité spatiale en intervenant sur les marchés du logement de manière à éviter les concentrations et favoriser l'hétérogénéité.

Nous sachons bien que les économies des pays en développement se concentrent essentiellement sur des activités informelles qui concernent une part extrêmement importante de la population. Sur le marché du travail en Tunisie le secteur informel est le principal créateur d'emplois, des postes vacants permettant de fournir les principales opportunités d'insertion à une population très jeune. Dans notre travail nous avons omis ce secteur malgré son grande importance et son rôle crucial dans l'appariement sur les marchés régionaux. Parmi les questions que l'on doit se poser est de savoir dans études prochaines comment le secteur informel peut améliorer l'inefficience sur le marché du travail ?

Bibliographie

Amara M., Bouabid A., Belkacem L., (2013) «Les marchés locaux du travail en Tunisie : espace et processus d'appariement », *Annals of Economic and Statistics* 109/110, January/June

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

Battese G. E. et T. J. Coelli (1995) « A Model for Technical Inefficiency Effects in a Stochastic Frontier Production Function for Panel Data», *Empirical Economics* (1995) 20:325-332

Blanchard, O. Diamond, P. (1992) «The flow approach to labour markets», *The Review American Economic*, vol.82, n°2, pp. 354-359

Blanchard, O., P. Diamond (1990) « The Aggregate Matching Function, *NBER Working Paper* 3175.

El Bekri F. (2003) « Les marchés régionaux du travail en Tunisie : une analyse empirique », *Revue d'Économie Régionale et Urbain E*», vol.4 octobre, p. 623-648

Ibrouk A., Perelman S., (200 1) « Frontières d'efficacité et processus d'appariement sur le marché du travail au Maroc. », *Economie & prévision* 4/2001 (n° 150-151), p. 33-45

Jackman, R., Layard, R., Savouri, S. (1991) « Mismatch and Labour Mobility», Cambridge University Press, Cambridge, 44-101.

John F. Kain (2010) «The spatial mismatch hypothesis: three decades later», pages 371-460

Kain. J-F (1992) « The Spatial Mismatch Hypothesis: Three Decades Later », *Housing Policy Debate* · Volume 3, Issue 2

Mortensen, D., C. Pissarides, (1994) «Job Creation and Job Destruction in the Theory of Unemployment». *Review of Economic Studies*, Vol. 61 39

Mortensen, Pissarides, (1999) « Job reallocation Employment fluctuation and unemployment», in John B. Taylor and Michael Woodford, eds, *Handbook of macroeconomic*, 1171-228

Obadic, A. (2006) «Theoretical and empirical framework of measuring mismatch on a labour market », *Zb. Rad. Ekon. Rij*, 2006, vol 24 sv. 1 • 55-80

Obadic, A., (2006) « Influence of regional mismatch on the employment process in selected transition countries » *Ekonomimski Pregled*, 57 (1-2) *Review American Economic*, vol.82, n°2, pp. 354-359

Van Ours J. (1995) « An empirical note on employed and unemployed job search» *Economics Letters*, 49, 447-452.