



Munich Personal RePEc Archive

# **Spatial variability of housing attribute marginal prices: estimation of regional price indices**

Filali, Radhouane

UAQUAP - ISG Tunis, Faculté de Droit et des Sciences  
Economiques et Politiques - Université de Sousse

20 October 2008

Online at <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/15686/>  
MPRA Paper No. 15686, posted 13 Jun 2009 06:58 UTC

# VARIABILITÉ SPATIALE DES PRIX HÉDONIQUES DES CARACTÉRISTIQUES DU LOGEMENT : UNE NOUVELLE MÉTHODE DE CALCUL DES INDICES DE PRIX SPATIAUX

Radhouane FILALI  
UAQUAP - ISG Tunis  
FDSEP - Université de Sousse  
E-mail : radhouane.filali@fdseps.rnu.tn

**RÉSUMÉ.** Cet article se propose d'estimer les prix implicites des caractéristiques du logement et de dériver les indices de prix régionaux dans le marché de propriété et le marché locatif tunisiens.

Les résultats affirment, que les ménages tunisiens sont disposés à payer pour plus d'espace, pour les logements modernes et que la qualité du voisinage se trouve faiblement capitalisée dans la valeur du logement. L'analyse de la variabilité spatiale des prix marginaux des caractéristiques du logement donne des résultats plausibles et confirme que les prix marginaux ne sont pas spatialement stationnaires. Aussi bien dans le marché de propriété que dans le marché locatif, les prix marginaux des caractéristiques présentent une tendance spatiale régulière à travers les régions tunisiennes. Par ailleurs, le modèle spatial nous a permis de calculer des indices de prix spatiaux dans le marché de propriété et dans le marché locatif. Les indices calculés sont globalement plausibles dans les deux marchés.

**Mots Clés :** Marché de logement, Prix hédoniques, régression géographiquement pondérée, indices de prix spatiaux.

**Keywords :** Housing market, Hedonic prices, Geographically weighted regression, Spatial price indices.

**JEL Codes :** C21, C43, D12, R21.

## 1. INTRODUCTION

La méthode hédonique consiste à allouer la valeur du logement à ses caractéristiques inhérentes. Ces caractéristiques peuvent être quantifiables ou catégoriques. La régression des valeurs des logements sur les caractéristiques procure les valeurs marginales de ces dernières. En d'autres termes, elle permet d'évaluer l'accroissement de la valeur du logement suite à une variation unitaire d'une caractéristique et d'appréhender, par conséquent, les préférences des consommateurs en matière de consommation des caractéristiques du logement.

De nombreuses applications de la théorie hédonique ont été effectuées depuis la formulation d'un modèle d'équilibre partiel par Rosen (1974). Certaines de ces applications ont discuté le problème d'identification des préférences des consommateurs et des coûts des producteurs que posait la mise en oeuvre de ce modèle. D'autres applications ont discuté les spécifications de la fonction hédonique. Elles évoquent les questions sur les caractéristiques à retenir dans l'analyse et la manière de concevoir le marché du logement, eu égard aux spécificités du bien logement par rapport aux biens de consommation ordinaires.

Si les caractéristiques du logement ont été classées depuis longtemps en caractéristiques structurelles, localisationnelles et de voisinage, ce n'est que récemment que la localisation du logement ait été considérée de manière explicite et rigoureuse. Les développements des modèles d'économétrie spatiale et des systèmes d'informations géographiques (SIG) devraient améliorer l'analyse du marché de logement. Ces modèles ont l'avantage de tenir compte de la dépendance et de l'hétérogénéité spatiale des valeurs des logements.

La localisation est une source d'hétérogénéité du logement et constitue une propriété fondamentale qu'il est nécessaire d'intégrer dans toute analyse du marché du logement. Ne pas tenir compte de cette propriété biaise sévèrement l'analyse. En effet, la localisation caractérise la qualité et le voisinage socioéconomique du logement. Elle implique que les prix des caractéristiques ne sont pas spatialement uniformes. Tenir compte de la localisation ne permet pas seulement d'améliorer la qualité d'estimation des prix marginaux des caractéristiques, mais aussi de dériver les indices de prix des services de logement dans les différents marchés locaux. Ces indices résument la tendance spatiale des prix et rendent possibles l'analyse de la demande et, éventuellement, de l'offre des services du logement.

Le modèle spatial qui permet de tenir compte de la variabilité spatiale des prix marginaux des caractéristiques du logement est le modèle de la régression géographiquement pondérée (RGP) développé par

Brunsdon et al. (1996). Ce modèle s'inspire de la méthode des moindres carrés pondérés et permet de faire varier les coefficients de régression en fonction de leurs localisations spatiales. L'avantage de ce modèle sur le plan empirique est qu'il permet d'interpoler l'estimation dans une localisation ne comportant pas d'observations et d'estimer le modèle hédonique là où peu d'observations sont disponibles. La logique de pondération du modèle se base sur une fonction décroissante de la distance qui sépare le point de régression aux différentes observations.

L'absence de données spatialisées en Tunisie rend difficile l'analyse de la variabilité spatiale des prix hédoniques. L'usage de données groupées par gouvernorat<sup>1</sup> constitue une solution pratique. Il a permis d'avoir des résultats satisfaisants quant à l'analyse de la variabilité spatiale des prix hédoniques des caractéristiques du logement et l'estimation des indices de prix régionaux dans le marché de propriété et le marché locatif.

Cet article est organisé comme suit : la deuxième section passe en revue les méthodes de calcul des indices de prix des services du logement. La troisième section présente une nouvelle méthode de calcul des indices de prix spatiaux du logement. La quatrième section présente les données utilisées dans l'analyse. La cinquième section commente les résultats et la dernière section conclut.

## 2. MÉTHODES ANTÉRIEURES DE CALCUL DES INDICES DE PRIX SPATIAUX DU LOGEMENT

Le problème d'identification que pose l'estimation du modèle de Rosen (1974) ne cesse d'animer le débat sur l'applicabilité de l'approche hédonique et son aptitude à appréhender les préférences des ménages quant aux caractéristiques du logement. L'une des solutions proposées à ce problème consiste à estimer les prix hédoniques sur plusieurs marchés locaux de logement. Les marchés locaux résultent d'une partition d'un marché national en marchés régionaux ou d'un marché local en segments du marché initial. Plusieurs critères de partition du marché de logement sont utilisés dans la littérature. Théoriquement, la segmentation devrait résulter en des marchés locaux homogènes où les logements sont substituables. La localisation, la qualité, le type et le voisinage socioéconomique du logement sont les critères les plus utilisés dans les recherches empiriques.

---

<sup>1</sup>Le gouvernorat, ou *Wilaya* en arabe, désigne le découpage administratif de premier niveau. En 1990, il existe 23 gouvernorats en Tunisie.

Goodman (1978) part de l'hypothèse que les prix hédoniques devraient être estimés sur des segments du marché de logement. Il considère que l'hypothèse d'uniformité des prix marginaux des caractéristiques du logement à travers l'espace et le temps est restrictive. Les arguments qu'il avance sont relatifs au fait que le stock du logement est spatialement fixe et que les acheteurs sont peu mobiles à cause de la contrainte du lieu de travail, des contraintes du revenu et du coût élevé de la recherche d'un logement.

Bien que la théorie des prix hédoniques n'exige pas que le marché soit segmenté, il est nécessaire d'analyser les prix hédoniques à travers les marchés locaux. Si l'objectif de l'analyse est d'estimer la demande du logement et que les données disponibles ne comportent que les valeurs ou les dépenses de logement, il est indispensable de dériver les quantités des services du logement consommées pour pouvoir estimer les élasticités prix et les élasticités revenu de la demande. Selon Rapaport (1997) et Zabel (2004), une variabilité des prix est nécessaire pour obtenir des estimateurs fiables des paramètres du modèle de la demande du logement.

La variabilité temporelle des prix pose peu de problèmes par rapport à la variabilité spatiale. Si les intervalles de temps dépendent du cadre d'analyse et peuvent être préalablement définis, une segmentation artificielle d'un marché du logement à travers l'espace risque de donner des coefficients hédoniques peu variables et suppose que la relation qui lie les valeurs des logements à leurs caractéristiques soit brusquement interrompue.

Pour tester la variabilité et visualiser les différences significatives des coefficients hédoniques, Goodman (1978) effectue une analyse de la variance sur un marché segmenté. Empiriquement, la plupart des travaux ayant pour objectif une estimation des indices de prix du logement considèrent les découpages administratifs comme moyen pour segmenter le marché du logement. Dans l'ensemble, les segments du marché sont faiblement homogènes. Cependant, le logement demeure plus substituable à l'intérieur d'un marché local qu'entre différents marchés locaux.

Comme nous l'avons soulevé précédemment, en l'absence des prix unitaires des services du logement, les indices de prix peuvent servir comme *proxy* et permettent de visualiser la variabilité des prix du logement et une estimation de la demande du logement. Selon Sheppard (1999), le calcul des indices de prix constitue la principale motivation de la littérature hédonique. Avant le développement de l'approche hédonique, les indices de prix du logement sont calculés sur la base de la valeur moyenne ou de la valeur médiane des logements, en se référant à

une localisation ou à une période donnée. Cette méthode de calcul est assujettie à des erreurs dues à l'hétérogénéité du logement. Autrement dit, elle est incapable de distinguer entre la variabilité des prix et le changement des caractéristiques des logements d'un marché à un autre.

Le calcul des indices de prix basé sur la méthode hédonique permet de contrôler la qualité des logements. En effet, l'indice de prix pourrait être calculé sur la base de quantités fixes de caractéristiques du logement. Les indices obtenus reflètent uniquement la variabilité des prix à travers les différents marchés locaux. Il y a deux façons de calculer un indice de prix à qualité du logement constante :

La première consiste à estimer séparément les prix hédoniques pour chaque marché local et de construire l'indice de prix par référence à un marché local donné en appliquant les prix marginaux des caractéristiques sur des quantités fixes des caractéristiques du logement.

$$(1) \quad \widehat{P}_r = \sum_j \frac{\partial P_r(H)}{\partial H_j} \overline{H}_j + \widehat{C}_r \quad ; \quad r : 1, 2, \dots, R$$

Où  $\widehat{P}_r$  est le prix de logement estimé dans le marché local  $r$ ,  $\overline{H}_j$  une quantité fixe de la caractéristique  $j$ ,  $\widehat{C}_r$  la constante estimée spécifique au marché local  $r$  et  $R$  le nombre de marchés de logement locaux.

Les indices de prix sont obtenus en divisant les  $\widehat{P}_r$  par le prix estimé d'un marché local de référence. Cette méthode est adoptée par Rapaport (1997) pour estimer les indices de prix des communes dans le marché de propriété et le marché locatif de Tampa en Floride en utilisant le recensement de la population et de l'habitat de 1980.

La deuxième introduit des variables indicatrices relatives à chaque marché local et effectue l'estimation hédonique sur l'échantillon formé par tous les marchés locaux<sup>2</sup>. Cette méthode a l'inconvénient de fournir les mêmes coefficients hédoniques pour tous les marchés locaux. Les coefficients estimés des variables indicatrices fournissent les indices de prix des différents marchés locaux. Selon Bourassa (2006), cette méthode impose à la moyenne et à la variance de l'erreur d'être identiques dans tous les marchés locaux, sauf s'il y a une correction de l'hétéroscédasticité.

---

<sup>2</sup>Cette méthode est adoptée pour construire des indices de prix selon l'approche dite des ventes répétées, où les variables indicatrices représentent l'année de revente.

Cette méthode s'est, probablement, inspirée du modèle à expansion spatiale de Casetti(1972) qui consiste à faire varier les coefficients hédoniques à travers l'espace en opérant des interactions entre les caractéristiques du logement et des informations spatiales dans le cadre d'une régression linéaire. Elle a été utilisée, notamment, par Goodman (1988) pour estimer un modèle de la demande résidentielle sur des données américaines de 1978. Récemment, des variétés du modèle à expansion spatiale ont été développés. Can (1992) spécifie un modèle à expansion spatiale en opérant des interactions entre les caractéristiques du logement et la qualité du voisinage pour tester la variabilité spatiale des coefficients hédoniques<sup>3</sup>. Fik et al. (2003) ont spécifié un modèle hédonique qui comporte des interactions entre les caractéristiques des logements, les coordonnées géographiques des logements et des variables indicatrices qui représentent des segments du marché de Tucson à Arizona. Ils trouvent que les coefficients hédoniques varient à travers l'espace et que le pouvoir explicatif du modèle à expansion spatiale est largement supérieur à celui du modèle spatialement stationnaire.

En résumé, depuis les années soixante-dix, l'hétérogénéité du bien logement pose un problème quant à l'analyse des prix hédoniques des caractéristiques du logement et en particulier à celle de la demande du logement. Bien que l'analyse hédonique vise à tenir compte de l'hétérogénéité du logement, elle reste limitée si on ne tient pas compte des caractéristiques localisationnelles. Postuler que les coefficients hédoniques sont spatialement stationnaires, suppose que les préférences des consommateurs sont constantes à travers l'espace. Cette hypothèse est à l'origine d'importants biais d'estimation des coefficients hédoniques et s'avère trop restrictives. En réalité, l'offre du logement est inélastique à court terme. Ce qui se traduit par une inadéquation entre l'offre et la demande des caractéristiques des logements. Cette offre varie d'un marché local à un autre et n'est pas sans effets sur les préférences des consommateurs. Selon Dubin et Sung (1987), Michaels et Smith (1990) et Goodman et Thibodeau (1998), l'inadéquation entre l'offre et la demande dans des marchés locaux résulte en des prix marginaux élevés des caractéristiques du logement, ce qui peut se traduire par une hétérogénéité spatiale.

---

<sup>3</sup>Comme indice composite de la qualité du voisinage, Can (1992) utilise le pourcentage des non-blancs, le revenu médian des ménages, le taux de chômage, un indice de pauvreté, le taux de propriété, le pourcentage des logements bâtis avant 1939 et le pourcentage des logements vacants. Il montre, en plus, la supériorité des modèles qui intègrent à la fois l'hétérogénéité et la dépendance spatiale par rapport aux autres modèles.

### 3. UNE MÉTHODE BASÉE SUR UN MODÈLE D'HÉTÉROGÉNÉITÉ SPATIALE

Pour tenir compte de la localisation du logement et construire des indices de prix spatiaux, nous proposons de combiner la technique hédonique avec une technique d'économétrie spatiale récemment développée par Brundson et al. (1996) et (1998), dite régression géographiquement pondérée (RGP)<sup>4</sup>.

La technique de régression géographiquement pondérée, appliquée au modèle de prix hédoniques, permet une estimation locale des prix marginaux des caractéristiques du logement et de tester leurs variabilités spatiales. Cette méthode se base sur des régressions localement linéaires en vue d'obtenir des estimateurs à chaque point dans l'espace. Elle utilise des sous-échantillons de données constitués d'observations voisines. Le choix des sous-échantillons se réfère aux distances qui séparent les observations de chaque point de régression<sup>5</sup>.

Cette méthode suppose la connaissance des coordonnées géographiques des logements qui forment l'échantillon total. La procédure d'estimation se base sur le principe des moindres carrés pondérés où les observations les plus proches du point de régression ont des poids plus importants que les observations les moins proches.

Sous l'hypothèse de la stationnarité des prix marginaux, le modèle hédonique linéaire s'écrit comme suit :

$$(2) \quad P = \beta_0 + \sum_{j=1}^J \beta_j H_j + u$$

Où  $P$  est un vecteur des valeurs des logements,  $H_j$  représente la  $j$ ième caractéristique,  $u$  un terme d'erreur normalement distribué et les  $\beta_j$  sont des paramètres à estimer. Ce modèle est directement estimé par la méthode des moindres carrés ordinaires.

En acceptant la non-stationnarité spatiale des prix marginaux, les coefficients du modèle hédonique globale (2) sont remplacés par des coefficients locaux  $\beta_{jr}$  variables selon les localisations  $r$ .

$$(3) \quad P_r = \beta_{0r} + \sum_{j=1}^J \beta_{jr} H_{jr} + u_r$$

---

<sup>4</sup>Cette technique est connue dans la littérature anglo-saxonne par "Geographically Weighted Regression".

<sup>5</sup>Un point de régression est une localisation pour laquelle on désire estimer des coefficients locaux.



Il est clair que le modèle de régression linéaire est un cas particulier de la régression géographiquement pondérée où les coefficients hédoniques sont uniformes pour toutes les localisations  $r$ .

Les coefficients de régression locaux sont obtenus en utilisant la procédure des moindres carrés pondérés<sup>6</sup>, comme suit :

$$(4) \quad \widehat{\beta}_r = (H'W_rH)^{-1}H'W_rP$$

Avec  $\widehat{\beta}_r = (\widehat{\beta}_{0r}, \widehat{\beta}_{1r}, \dots, \widehat{\beta}_{Jr})$  représente le vecteur des coefficients estimés à la localisation  $r$ .

$W_r$  est une matrice diagonale d'éléments  $w_{ir}$  qui représentent les poids des observations  $i$ , ( $i = 1, \dots, N$ ).

Le choix du régime de pondération est une étape importante de la procédure d'estimation du modèle hédonique spatial. La logique derrière ce choix est que les observations les plus proches de la localisation  $r$  exercent plus d'influence sur les paramètres estimés à cette localisation que les observations les moins proches. Ainsi, le poids  $w_{ir}$  peut être considéré comme une fonction continue et strictement décroissante de la distance  $d_{ir}$  qui sépare le logement  $i$  de la localisation  $r$ .

La famille des fonctions Kernels possède ces propriétés. Plusieurs variantes de ces fonctions ont été proposées dans la littérature pour construire la matrice  $W_r$ . Les plus utilisées sont la fonction gaussienne et la fonction bicarrée proposées par Brundson et al. (1998)<sup>7</sup>. Elles sont définies, respectivement, comme suit :

$$(5) \quad w_{ir} = \exp(-d_{ir}^2/h^2)$$

$$(6) \quad w_{ir} = \begin{cases} [1 - (d_{ir}/h)^2]^2 & \text{si } d_{ir} < h \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$$

Où  $h$  est un paramètre non négatif, appelé fenêtre, qui produit une baisse du poids de l'observation  $i$  avec la distance<sup>8</sup>.

<sup>6</sup>La différence entre la RGP et les moindres carrés pondérés est que la matrice des poids n'est pas fixe. Elle dépend des distances des différentes observations à la localisation  $r$ .

<sup>7</sup>Voir Fotheringham et al. (2002) pour une revue des différentes fonctions kernels qui peuvent être utilisées.

<sup>8</sup>La fonction gaussienne produit une baisse exponentielle, ce qui se traduit par des estimateurs qui varient rapidement à travers l'espace. L'avantage de la fonction bicarrée, selon Brundson et al. (1998), est qu'elle permet un gain du temps dans le calcul de  $\widehat{\beta}_r$ .

Il est clair que les deux fonctions affectent un poids unitaire aux observations  $i$  qui coïncident avec le point de régression  $r$ . De même, lorsque la fenêtre  $h$  est suffisamment élevée,  $w_{ir}$  sera proche de 1 et la régression géographiquement pondérée sera réduite aux moindres carrés ordinaires.

Dans les deux fonctions, la fenêtre  $h$  est fixe. Elle est déterminée et appliquée uniformément à travers l'espace étudié. Elle pose un problème potentiel à l'estimation du modèle lorsque les logements sont trop dispersés autour d'une localisation donnée. Autrement dit, la régression locale sera basée sur un nombre relativement faible d'observations. Selon Fotheringham et al. (2002) et Paez et al. (2002), les kernels spatiaux à fenêtres fixes peuvent donner des variabilités exagérées dans les localisations où les observations sont éparées. De même, ils peuvent masquer la variabilité dans les localisations où les observations sont denses<sup>9</sup>.

La fenêtre de pondération a un effet direct sur les valeurs des coefficients hédoniques. Si les marchés locaux ne sont pas spatialement délimités ou si on veut préserver la continuité de la relation hédonique, un choix optimal de la fenêtre  $h$  s'impose. Selon Fotheringham et al. (2002), la meilleure fenêtre à retenir est obtenue selon le critère de minimisation de la "validation-croisée", analogue à la minimisation de la somme des carrés des résidus et définie par :

$$(7) \quad cv = \sum_{i=1}^N (P_i - \hat{P}_{\neq i}(h))^2$$

Où  $\hat{P}_{\neq i}(h)$  est la valeur estimée de  $P_i$  obtenue à partir de la régression géographiquement pondérée sur des données ne comportant pas l'observation  $i$ . L'objectif étant d'éviter d'avoir des fenêtres  $h$  toujours élevées<sup>10</sup>.

Les coefficients hédoniques obtenus, sous l'hypothèse de la non stationnarité, à l'aide du modèle de régression géographiquement pondérée sont utilisés pour construire les indices de prix spatiaux du logement.

---

<sup>9</sup>Pour surmonter ce problème, les fonctions de pondération spatialement adaptatives sont incorporées dans le modèle de régression géographiquement pondérée. Ces fonctions ont l'avantage d'adapter la fenêtre de pondération en fonction de la densité des observations autour de chaque point de régression.

<sup>10</sup>Une autre méthode peut être retenue pour choisir la valeur de la fenêtre  $h$ , celle qui minimise la quantité d'information d'Akaike corrigée  $AIC_c$ . Pour une discussion détaillée du critère  $cv$  et des critères alternatifs, voir Brunson et al. (1998) et Fotheringham et al. (2002).

En supposant que le marché du logement est subdivisé en  $R$  sous-marchés. Par exemples, un marché national formé de  $R$  marchés régionaux ou encore un marché local constitué de  $R$  segments. Si le marché local numéro 1 est pris comme référence, nous pouvons construire les indices de prix spatiaux comme suit :

$$(8) \quad IP_r = \frac{\widehat{P}_r}{\widehat{P}_1} \quad ; \quad \forall \quad r = 1, 2, \dots, R$$

Avec

$$(9) \quad \widehat{P}_r = \widehat{\beta}_{0r} + \sum_{j=1}^J \widehat{\beta}_{jr} \overline{H}_j$$

Comme dans l'équation (1),  $\widehat{P}_r$  est la valeur estimée des logements à qualités constantes dans la localisation  $r$ . Les logements à qualités constantes sont définis par le vecteur  $\overline{H}$  formé de quantités fixes,  $\overline{H}_j$ , des  $J$  caractéristiques de logement retenues dans l'estimation du modèle hédonique. Rapaport (1997) adopte les moyennes des caractéristiques sur l'échantillon total pour déterminer des indices de prix, à qualité constante, des marchés locaux de Tampa en Floride (EUA), différenciés par la commune et le statut d'occupation des logements.

L'avantage de notre méthode d'estimation des indices de prix des services de logement par rapport à celle de Rapaport (1997) est qu'elle autorise la continuité de la relation qui lie les valeurs des logements à leurs caractéristiques<sup>11</sup>. Cette continuité nous semble réaliste en tenant compte du fait que le nombre d'offres est faible relativement au nombre de demandeurs et qu'un même offreur peut opérer dans des marchés locaux proches. De même, les préférences des ménages aux caractéristiques du logement sont influencées par des facteurs sociaux et climatiques qui ont tendance à être identiques dans des marchés locaux voisins.

Les quantités des services de logement sont facilement obtenues en divisant les valeurs des logements occupés par chaque ménage  $i$  de la localisation  $r$ ,  $P_{ir}(H)$ , par les indices de prix.

$$(10) \quad Q_i = \frac{P_{ir}(H)}{IP_r} \quad ; \quad \forall \quad i : 1, \dots, N \quad r : 1, \dots, R$$

---

<sup>11</sup>Les valeurs des logements résultent, selon l'approche hédonique telle que modélisée par Rosen (1974), de l'égalisation des coûts marginaux des caractéristiques aux dispositions à payer des ménages aux différentes caractéristiques.

Les indices de prix et des quantités obtenus sont des approximations des prix et des quantités à utiliser dans la spécification de la demande résidentielle.

#### 4. PRÉSENTATION DES DONNÉES

En vue d'estimer les prix hédoniques des caractéristiques du logement et de dériver les indices de prix régionaux des services de logement en Tunisie, nous faisons usage de la cinquième version (1990) de l'Enquête Nationale sur le Budget et la Consommation des Ménages. Cette enquête est élaborée par l'INS et est menée auprès d'un échantillon de ménages répartis sur tout le territoire tunisien. Bien qu'elle fournisse les informations statistiques sur la structure de dépenses des ménages selon les fonctions de consommations, elle ne comporte pas d'informations suffisantes sur les caractéristiques des logements pour la simple raison que ces informations font l'objet du Recensement Général de la Population et de l'Habitat. Malheureusement, les recensements en Tunisie ne comportent pas d'informations sur la valeur du logement, une variable indispensable pour la présente recherche.

L'échantillon à explorer dans ce travail est relatif au milieu urbain tunisien. Il comporte 4477 observations réparties sur 390 grappes. Il a été épuré de manière à éliminer d'éventuels effets de quelques observations aberrantes sur les résultats d'estimations, d'une part, et de ne pas tenir compte des ménages logés gratuitement, d'autre part. Pour cela, 269 observations relatives aux ménages logés gratuitement et 66 observations aberrantes<sup>12</sup>, dont une correspond à une valeur nulle du logement, ont été éliminées de l'échantillon.

Nous partons de l'hypothèse que le marché de logement est subdivisé en marchés régionaux. Pour cela, nous adoptons le découpage administratif de 1990, soient 23 gouvernorats différenciés par le statut d'occupation des logements (logements de propriété et logement locatifs). Ainsi, 46 sous-marchés sont retenus dans l'analyse des prix hédoniques des caractéristiques de logement en Tunisie.

Les valeurs des services de logement que nous retenons dans l'analyse ne sont autres que les loyers annuels (loyer implicite pour les propriétaires et le loyer effectif pour les locataires) augmentés des charges locatives<sup>13</sup>. Les variables retenues dans l'estimation des prix hédoniques des caractéristiques des logements sont décrites dans le tableau 1.

---

<sup>12</sup>Les observations aberrantes sont éliminées sur la base du test de Grubbs; une procédure itérative qui permet de détecter les observations aberrantes dans un échantillon.

<sup>13</sup>Nous n'avons pas pris en compte les autres dépenses du logement telles que les dépenses d'entretien et de réparation, les dépenses d'énergie, l'achat des meubles

TAB. 1. Description des variables - Modèles hédoniques

Variable	Moyenne	Ec. type	N	Définition
housex	458.539	275.221	4142	Valeur du logement (loyers + charges)
nbroom	2.942	1.204	4142	Nombre de chambres
hstype	0.321	0.467	4142	Logement moderne / traditionnel : 1/0 (villa, étage de villa et appartement / maison arabe, gourbi et autres)
medincg	3982.02	1580.993	4142	Revenu médian par grappe
water	0.885	0.32	4142	Disponibilité d'une source d'eau potable : 1/0
teleph	0.21	0.407	4142	Disponibilité d'un téléphone fixe : 1/0
popden	0.060	0.032	4142	Densité de la grappe ( <i>proxy</i> ), calculée à partir de l'échantillon, comme l'effectif par grappe rapporté à l'effectif de la région.

La deuxième étape de ce travail consiste à introduire la composante spatiale dans l'analyse des prix hédoniques et de dériver les indices de prix régionaux. Pour des raisons liées à l'absence des coordonnées géographiques des logement et à la lourdeur de la procédure d'estimation du modèle de régression géographiquement pondérée<sup>14</sup>, nous proposons de regrouper les observations par grappe selon le statut d'occupation du logement. Ce choix est basé sur l'hypothèse que, dans une même grappe, les ménages font face aux mêmes prix et que les logements présentent des similitudes structurelles, de voisinage et localisationnelles. Le regroupement se fait sur la base de la valeur médiane pour les variables continues et des pourcentages pour les variables indicatrices.

et accessoires, des ustensiles de cuisine, du linge de maison et les dépenses d'acquisition du logement pour la simple raison qu'elles sont des dépenses ultérieures aux décisions du choix du mode d'occupation et ne rentrent pas dans la valeur du logement occupé.

<sup>14</sup>Il est connu que les procédures d'estimation des modèles spatiaux sont intensives en matière de calcul des paramètres et des tests y afférents. En particulier, l'espace mémoire requis pour la matrice de poids et son inversion lors de l'estimation des paramètres est important. Ce même problème est soulevé par Pace (1997) sur différents logiciels.

Par ailleurs, en vue d'estimer les indices de prix régionaux, les paramètres du modèle de RGP seront estimés au niveau régional (gouvernorat) en prenant comme coordonnées vectorielles celles des points centroïdaux des régions en question sur la carte géographique de la Tunisie<sup>15</sup>. Les points centroïdaux sont considérés comme des points de régression et les observations appartenant à la même région sont réparties uniformément autour du point de régression<sup>16</sup>.

## 5. ANALYSE DES RÉSULTATS D'ESTIMATIONS

En vue d'évaluer les dispositions à payer (DAP) des ménages tunisiens aux caractéristiques du logement, nous avons retenu quatre caractéristiques structurelles (nombre de chambres, type du logement, disponibilité d'une source d'eau potable et le raccordement à un téléphone fixe) et deux caractéristiques de voisinage (revenu médian par grappe et un *proxy* de la densité de la population par grappe)<sup>17</sup>. Dans ce qui suit, nous présentons, en premier lieu, les résultats des estimations en milieu urbain tunisien indépendamment du statut d'occupation. En deuxième lieu, nous analysons les résultats du modèle de RGP et nous déduisons les indices de prix régionaux des services de logement pour les propriétaires et locataires.

**5.1. Analyse hédonique en milieu urbain tunisien.** Pour estimer les prix marginaux des caractéristiques du logement en milieu urbain tunisien, nous avons adopté trois spécifications différentes : linéaire, log-linéaire et la transformation box-cox des valeurs des logements (transformation de la variable endogène uniquement). Notre choix de ces modèles a pour objectifs de vérifier si les coefficients hédoniques sont tributaires de la forme fonctionnelle adoptée ou non, d'une part, et de se rapprocher le plus possible de la spécification la mieux adaptée aux données tunisiennes, d'autre part<sup>18</sup>.

---

<sup>15</sup>Pour chaque gouvernorat, le point centroidal est, simplement, la moyenne des coordonnées sphériques en  $x$  (longitude) et celle en  $y$  (latitude) du polygone représentant le gouvernorat en question.

<sup>16</sup>Cette méthode est également adoptée par Kim et al. (2003) en estimant un modèle spatial pour évaluer la disposition à payer des ménages pour une réduction des émissions du dioxyde de soufre et du dioxyde de nitrogène à Séoul.

<sup>17</sup>Le choix d'un nombre relativement limité de variables est contraint par le nombre réduit des caractéristiques enquêtées, d'une part, et la non variabilité de certaines caractéristiques, d'autre part.

<sup>18</sup>En réalité, l'espace des caractéristiques de logement n'est pas dense. Autrement dit, à chaque point du spectre de qualité de Rosen (1974) ne correspond pas nécessairement un logement échangé dans le marché. De même, à cause du déséquilibre

Les coefficients obtenus sont tous de signes plausibles et significatifs à un niveau de risque de 1%, à l'exception de la variable *teleph* qui l'est à 5%. Par ailleurs, nous remarquons qu'en passant du modèle linéaire au modèle log-linéaire, le pouvoir explicatif du modèle hédonique augmente d'environ 10 points et que la significativité globale s'est améliorée. De même, le paramètre de la transformation box-cox ( $\lambda$ ) est significatif à un niveau de risque de 1% et proche de zéro. Il indique que la spécification la mieux adaptée aux données tunisiennes est proche de la forme log-linéaire<sup>19</sup>.

TAB. 2: Estimation des Modèles hédoniques

Variable	Linéaire (Ec.typ. robuste)	Log-linéaire (Ec.typ. robuste)	Box-cox
nbroom	63.259** (3.157)	0.168** (0.007)	0.112**
hstype	150.797** (9.388)	0.255** (0.016)	0.165**
medincg	0.030** (0.003)	5.10 <sup>-5</sup> ** (5.10 <sup>-6</sup> )	3.10 <sup>-5</sup> **
water	75.657** (8.080)	0.280** (0.020)	0.190**
teleph	25.596* (10.874)	0.037* (0.016)	0.024*
popden	-913.427** (97.022)	-1.685** (0.189)	-1.093**
Constante	88.380** (15.433)	5.068** (0.030)	4.277**
N	4142	4142	4142
R <sup>2</sup>	0.355	0.453	LV=-26727.9
F <sub>(6,4135)</sub>	379.639	571.551	$\lambda = -0.070^{**}$ (0.018)
			RV $\chi^2_{(6)} = 2510.209^{**}$
Significativité : † : 10% * : 5% ** : 1%			

entre le nombre de demandeurs et le nombre d'offreurs, la fonction hédonique n'est pas nécessairement continue.

<sup>19</sup>Le test du rapport de vraisemblance (Annexe 7) indique que les transformations linéaire, log-linéaire et inverse sont rejetées aux niveaux de risque usuels. Toutefois, le rejet de  $\lambda = 0$  est moins prononcé que les autres, affirmant ainsi que la forme fonctionnelle est proche de celle du log-linéaire.

Les résultats d'estimations des trois spécifications (tableau 2) montrent que les ménages tunisiens sont prêts à payer davantage pour les caractéristiques qui ajoutent plus de confort au logement. Ainsi, ils sont prêts à payer plus pour un logement moderne relativement à un logement traditionnel<sup>20</sup>, pour une chambre supplémentaire, pour un logement relié à une source d'eau courante et pour un logement équipé d'un téléphone fixe. Les tunisiens sont prêts à payer plus mais dans une moindre mesure pour un logement situé dans un voisinage aisé en terme de revenu. Au contraire, les ménages urbains ne sont pas prêts, voire paient moins, pour un logement situé dans un quartier relativement surpeuplé.

Le tableau 3 donne les prix marginaux des caractéristiques de logement, estimés selon les trois spécifications, en dinars tunisien (DT) de 1990 et en pourcentage de la valeur moyenne des logements. Selon la transformation Box-cox, le ménage tunisien est prêt à payer 78,742 DT pour une chambre supplémentaire, soit 17,2% de la valeur moyenne des logements<sup>21</sup>. Il est prêt à payer 25,3% de cette valeur en plus pour habiter dans un logement moderne, si le choix entre habiter un logement moderne ou un logement traditionnel lui est offert. Il est prêt à payer, respectivement, 29,2% et 3,6% de la valeur moyenne pour une source d'eau potable et pour le raccordement à un téléphone fixe. Le bien-être des voisins se trouve faiblement capitalisé dans la valeur du logement. En effet, le tunisien est prêt à payer 2,1 DT, en moyenne et par an, si les revenus de ses voisins augmentent de 100 DT en moyenne par an. La valeur du logement, telle qu'appréciée par le ménage tunisien, diminue de 7,686 DT si la densité de la population dans le quartier où il réside augmente de 1%.

Parmi les caractéristiques retenues dans l'analyse des prix hédoniques, le raccordement à une source d'eau potable est la caractéristique la plus chère. Ceci semble plausible du fait de l'importance de l'eau dans la consommation quotidienne. Par ailleurs, il est probable qu'en milieu urbain tunisien l'eau potable et la téléphonie fixe soient fortement corrélées avec la qualité de l'infrastructure dans la localisation où se situe le logement en question. En milieu urbain, l'absence d'eau potable et, vraisemblablement, une caractéristiques des logements informels situés

<sup>20</sup>En Tunisie, les logements traditionnels sont caractérisés par l'existence d'un espace non couvert autour duquel sont alignées toutes les pièces et par le manque de confort comparativement aux logements modernes.

<sup>21</sup>Les valeurs marginales de la transformation Box-cox sont déduites selon la formule  $\hat{\beta}_j P_i^{1-\hat{\lambda}}$ , où  $\hat{\beta}_j$  est le coefficient de la caractéristique  $j$ ,  $\hat{\lambda}$  est le paramètre estimé de la transformation Box-cox. Les valeurs marginales sont calculées par rapport à la moyenne des valeurs observées des logements ( $P_i$ ).



TAB. 3. Prix marginaux des caractéristiques du logement

	Linéaire		Log-linéaire		Box-cox	
	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)
nbroom	63.259	13.8	77.131	16.8	78.742	17.2
hstype	150.797	32.9	116.907	25.5	115.817	25.3
medincg	0.030	0.01	0.022	0.01	0.021	0.01
water	75.657	16.5	128.359	28.0	133.901	29.2
teleph	25.596	5.6	16.978	3.7	16.616	3.6
popden	-913.427	-199.2	-772.608	-168.5	-768.555	-167.6

(1) : prix marginaux exprimés en DT(en 1990 1 DT $\approx$ 1.2 US\$)

(2) : prix marginaux exprimés en % de la valeur moyenne des logement.

dans les zones périurbaines. La téléphonie fixe peut être corrélée avec l'existence d'une infrastructure acceptable, telle que l'éclairage public et les réseaux d'assainissement<sup>22</sup>.

**5.2. Résultats d'estimation du modèle de RGP.** La variable localisationnelle est inhérente à la régression géographiquement pondérée dans la mesure où les paramètres du modèle hédonique sont des fonctions des coordonnées géographiques du logement. Le nombre de chambres, le type du logement et le revenu médian par grappe sont les variables retenues dans l'analyse de la variabilité spatiale des prix marginaux des caractéristiques du logement. Des régressions préliminaires ont donné des coefficients non significatifs aux marchés locatifs locaux pour les caractéristiques relatives à la liaison à une source d'eau potable (*water*), à la densité de la population par quartier (*popden*) et le raccordement à une ligne téléphonique fixe (*teleph*). En outre, les tests de stationnarité indiquent que ces caractéristiques ne présentent pas de variabilité régionales. En conséquence, elles n'influencent pas les indices de prix régionaux. Pour cela, ces variables sont éliminées de l'analyse spatiale pour pouvoir calculer des indices de prix et, éventuellement, mener des comparaisons entre le marché de propriété et le marché locatif sur la base d'une même spécification valide.

Notons que le nombre réduit de caractéristiques du logement retenues ne pèse pas lourdement sur la validité de l'estimation. Ils est allégé par

<sup>22</sup>Les corrélations entre les caractéristiques de logement existent normalement. Elles sont à l'origine des problèmes de colinéarité et exigent par conséquent le choix de la composition appropriée de caractéristiques à utiliser dans le modèle hédonique. Toutefois, la corrélation entre les caractéristiques est implicitement perceptible et peut justifier le choix d'un nombre réduit de caractéristiques dans la spécification du modèle hédonique.

l'introduction du revenu median (*medincg*) qui est normalement corrélé avec les caractéristiques non retenues dans l'analyse. En effet, ces caractéristiques, si elles sont présentes dans un logement, c'est qu'elles sont achetées par le consommateur. Autrement dit, un ménage pauvre ne peut pas se procurer ou louer un logement spacieux, à carrelage en marbre, équipé d'un chauffage central, comportant plusieurs salle de bains, etc. à cause de sa contrainte budgétaire.

De nombreux travaux sur les prix hédoniques des caractéristiques du logement utilisent un nombre relativement limité de caractéristiques pour des raisons similaires au présent travail. À titre d'exemple, Fik et al. (2003) utilisent uniquement trois caractéristiques de logement dans un modèle à expansion spatiale appliqué à la région de Tucson à Arizona (EUA).

Pour tester l'utilité du modèle de RGP par rapport au modèle global, nous utilisons trois tests globaux, respectivement, BFC99, LMZ F1 et LMZ F2. Le premier est proposé par Brundson et al. (1999) et les deux derniers sont proposés par Leung et al. (2000). Ces tests se basent sur l'analyse de la variance et, à quelques différences près, ils permettent de tester l'amélioration de la somme des carrés des résidus obtenue par le modèle de RGP comparativement à celle du modèle global. Le tableau 4 montre que ces tests sont significatifs aux seuils de confiance usuels pour le marché de propriété et dans une moindre mesure pour le marché locatif.

L'hypothèse de stabilité spatiale des prix marginaux est rejetée pour toutes les caractéristiques du logement ainsi que pour les constantes locales du modèle de RGP, comme le montre le test LMZ F3 proposé par Leung et al. (2000). Pour tester la significativité individuelle des paramètres locaux, comme il a été suggéré par Fotheringham et al. (2002), nous avons calculé un pseudo-test de student. Ce test est obtenu en divisant les  $\hat{\beta}_{jr}$  par leurs écarts-types pour tous les paramètres dans le marché de propriété et le marché locatif (Tab. 5 et 6). Ce test indique que, dans les deux marchés, plus que 95% des paramètres locaux sont individuellement significatifs aux seuils de confiance usuels. Les coefficients hédoniques non significatifs pourraient indiquer que le niveau de vie des voisins semble ne pas influencer les valeurs des logement de propriété dans les régions de Tozeur et des logements locatifs dans les régions du Kef, Kasserine et Kébili. Il indique également que le nombre de chambres n'influence pas significativement les loyers dans les régions du Centre-Est (Monastir, Mahdia et Sfax).

Les prix hédoniques des caractéristiques du logement estimés par le modèle de RGP sont présentés sommairement dans les tableaux 5

TAB. 4. Tests de stabilité du modèle de RGP

Variable	LMZ F3 - propriétaires	LMZ F3 - locataires
	Probabilité	Probabilité
nbroom	0.000**	0.000**
hstype	0.000**	0.000**
medincg	0.000**	0.000**
Constante	0.000**	0.000**
<b>BFC99</b>	1.442e-07**	0.02168*
<b>LMZ F1</b>	0.09498†	0.3016
<b>LMZ F2</b>	4.696e-06**	0.04148*

Significativité : † : 10% \* : 5% \*\* : 1%

et 6, respectivement pour le marché de propriété et le marché locatif. La dernière colonne de chacun des deux tableaux est relative aux coefficients hédoniques du modèle linéaire global. Ces coefficients sont compris entre le premier et le troisième quartile et sont proches des valeurs médianes<sup>23</sup>.

Dans le marché de propriété, la DAP des ménages pour une chambre supplémentaire est la plus élevée dans les régions de GT (Tunis, Ariana et Ben Arous) et du NE (Nabeul, Zaghouan et Bizerte). Elle baisse en passant vers les régions intérieures du pays. La DAP dépasse 22 % de la valeur moyenne des logements à la capitale Tunis, caractérisée par une densité élevée de la population et une concentration importante des activités économiques, des facteurs qui influencent la demande des services de logement. Cette valeur est plausible en tenant compte de l'existence d'une corrélation entre le nombre de chambre et l'espace habitable. La tendance spatiale n'est pas la même dans le marché locatif. En effet, la DAP pour une chambre supplémentaire est plus élevée au SE (notamment à Medenine) et au NO. Ceci serait attribuable à l'inexistence d'un marché locatif suffisamment développé dans ces régions.

Dans les deux marchés, la DAP à payer des ménages urbains pour résider dans un logement moderne (villa, étage de villa et appartement) par rapport à un logement traditionnel (maison arabe et autre) est plus élevé au Centre-Est (Monastir, Kairouan, Mahdia et Sousse).

<sup>23</sup>Pour faciliter la présentation de ces coefficients, nous les avons transformé en pourcentage de la valeur moyenne des services du logement et nous les avons visualisé sur la carte géographique tunisienne, aussi bien pour les propriétaires que pour les locataires. Chaque courbe de niveau est fermée et est accompagnée d'un pourcentage qui indique que la valeur marginale de la caractéristique est supérieure dans les zones limitées par la courbe à celle dans les zones extérieures. La lecture est analogue pour les coefficients de détermination et les écarts types.

TAB. 5. Modèle de RGP - Propriétaires

Variable	Min	Q1	Médiane	Q3	Max	Global
nbroom	26.660	64.790	76.990	90.390	93.300	70.566**
hstype	32.900	51.820	97.890	123.700	201.800	108.666**
medincg	-0.010	0.001	0.017	0.019	0.035	0.019**
constante	32.310	48.310	80.260	113.800	193.900	77.075**
N	380		AICc		4393.836	
$\sigma_{MV}^2$	5276.877		AIC		4361.465	
SCR	2005213		Fenêtre Fixe (h)		152.985 Km	
Significativité : † : 10% * : 5% ** : 1%						

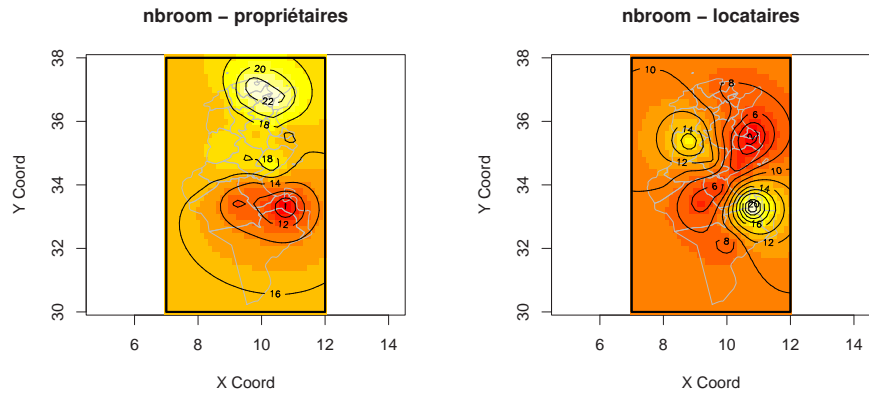


FIG. 1. Prix d'une chambre supplémentaire en % de la valeur moyenne des services du logement.

Elle dépasse 40% de la valeur annuelle moyenne du logement (Fig. 2). Les villes de ces régions sont caractérisées par l'importance historique des maisons arabes situées en plein centre-ville. Considérés comme traditionnels, ces logements constituent un patrimoine historique et sont protégés contre toute forme d'extension et de transformation. Les dates de construction de ces logements remontent à des siècles, ce qui rend le coût d'entretien et de réparation exorbitant pour les propriétaires. Ces logements manquent de confort aux yeux des locataires, eu égard aux changements du mode de vie et des préférences des ménages.

En considérant le revenu médian par groupe comme indicateur du voisinage socioéconomique du logement, nous notons que les DAP des ménages en contre-partie de l'amélioration du voisinage de leurs résidences sont faibles dans les deux marchés (Fig. 3). Elles indiquent que la mixité sociale caractérise le milieu urbain tunisien. Nous notons que les DAP des locataires sont plus élevées que celles des propriétaires.

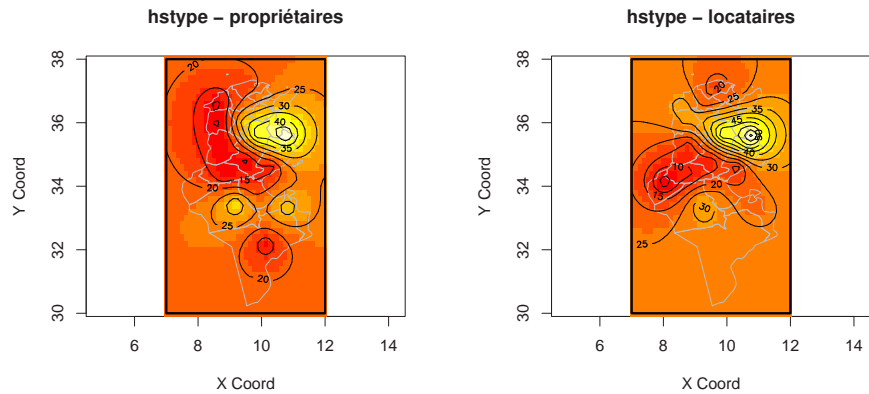


FIG. 2. DAP pour un logement moderne relativement à un logement traditionnel en % de la valeur moyenne des services du logement.

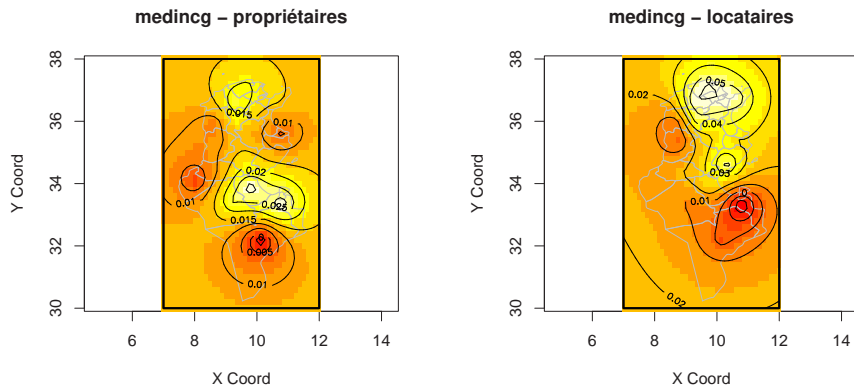


FIG. 3. DAP pour une amélioration du revenu médian des voisins.

Ceci s'explique par la forte mobilité des ménages locataires comparativement aux propriétaires.

Les coefficients de détermination locaux présentent une tendance spatiale régulière à travers les régions tunisiennes (Fig. 4). Ils ont tendance à croître en direction du sud, jusqu'à atteindre des valeurs supérieures à 80%. Ceci indique que le pouvoir explicatif des caractéristiques retenues dans l'analyse est important dans toutes les régions, notamment au sud tunisien.

En somme, les DAP des ménages locataires suivent une tendance spatiale proche de celle des ménages propriétaires. Cette tendance est

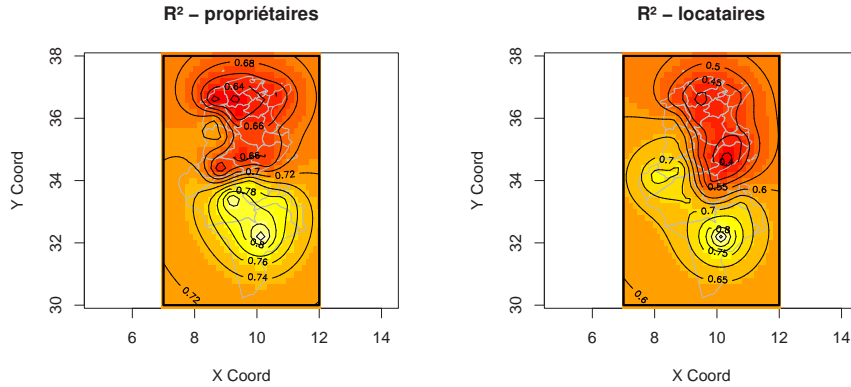


FIG. 4. Les coefficients de détermination locaux.

TAB. 6. Modèle de RGP - Locataires

Variable	Min	Q1	Médiane	Q3	Max	Global
nbroom	0.577	35.670	38.650	46.300	142.400	36.290*
hstype	2.817	105.000	119.900	152.600	342.000	146.900**
medincg	-0.033	0.028	0.055	0.059	0.063	0.055**
constante	110.500	156.500	167.000	176.200	273.000	129.800**
N	217		AICc		2895.582	
$\sigma_{MV}^2$	28305.790		AIC		2863.673	
SCR	6142356		Fenêtre Fixe (h)		152.985 Km	
Significativité : † : 10% * : 5% ** : 1%						

régulière dans la plupart des cas. En d'autres termes, les valeurs marginales des caractéristiques du logement sont variables, mais proches les unes des autres pour des régions spatialement contiguës. Ceci laisse penser à l'existence d'une dépendance spatiale entre les valeurs des logements en plus de l'hétérogénéité spatiale.

**5.3. Les indices de prix spatiaux.** Le calcul des indices de prix des services du logement dans le marché de propriété et le marché locatif se réfère aux équations (8) et (9). Ces indices sont séparément calculés pour les deux marchés et sont représentés dans le graphique 5. Par ailleurs, en adoptant la même méthodologie, nous avons calculé les indices de prix régionaux au marché du logement tunisien par référence à un marché local différencié par la région et le statut d'occupation du logement. Le marché de référence que nous retenons est le marché de propriété de la capitale, Tunis. Les indices de prix, ainsi calculés, permettent une analyse de la variabilité des prix des services du logement

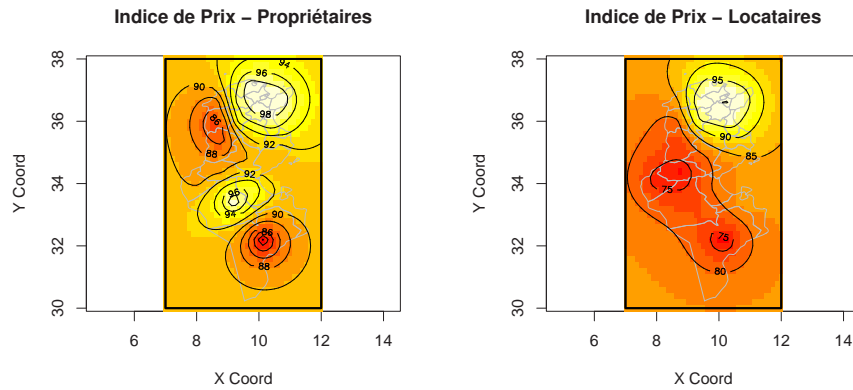


FIG. 5. Indice de prix du logement (base 100-Tunis)

entre le marché de propriété et le marché locatif à travers les régions tunisiennes<sup>24</sup>.

Dans le marché de propriété, les indices de prix des services du logement présentent une tendance spatiale régulière à travers le territoire tunisien. Les services du logement sont les plus chers à GT, au NE, au CE et à quelques régions du sud tunisien (Kébili, Gabès et Tozeur). Ils sont les moins chers dans le reste du pays, notamment, au NO, au CO et à l'extrême sud tunisien.

Ces résultats sont attendus, à l'exception des indices de l'axe Kébili-Gabès. Une explication possible à cela est que la hausse des prix des services du logement dans ces régions est attribuable à l'importance des dépenses annuelles du logement, notamment les loyers implicites et les charges<sup>25</sup>. L'importance des loyers implicites dans les régions du sud tunisien est vraisemblablement due à un style architectural spécifique à ces régions. En effet, un climat aride et chaud, surtout en été, exige des constructions en pierre taillée ou en brique spécial en double cloisons.

Les indices du marché locatif sont tous plausibles. Ils reflètent l'importance des loyers dans les régions côtières caractérisées, particulièrement, par une densité importante de la population et par une concentration des emplois qui incite davantage à la demande locative provoquant la hausse des prix des services du logement.

<sup>24</sup>Voir le tableau annexe 14.

<sup>25</sup>Voir INS (1993) page 76.

## 6. CONCLUSION

Dans ce travail nous avons essayé d'appréhender le comportement des ménages tunisiens en matière de demande des caractéristiques du logement en utilisant les données de l'Enquête Nationale sur le Budget et la Consommation des Ménages. L'estimation du modèle hédonique des caractéristiques du logement nous a permis d'affirmer que les ménages tunisiens sont disposés à payer pour plus d'espace, pour les logements modernes et que la qualité du voisinage se trouve faiblement capitalisée dans la valeur du logement.

L'analyse de la variabilité spatiale des prix marginaux des caractéristiques du logement donne des résultats plausibles et confirme l'hypothèse que les prix marginaux ne sont pas spatialement stationnaires. Aussi bien dans le marché de propriété que dans le marché locatif, les prix marginaux des différentes caractéristiques retenues dans l'analyse présentent une tendance spatiale régulière à travers les régions tunisiennes. Par ailleurs, le modèle spatial nous a permis de calculer des indices de prix spatiaux des services du logement dans le marché de propriété et dans le marché locatif. Les indices calculés sont globalement plausibles.

Les résultats de l'analyse de la variabilité spatiale des prix marginaux recommandent implicitement la nécessité d'analyser la dépendance spatiale des valeurs des logements en plus de leurs hétérogénéités. Pour cela un modèle mixte serait souhaitable pour affiner l'analyse du modèle hédonique.



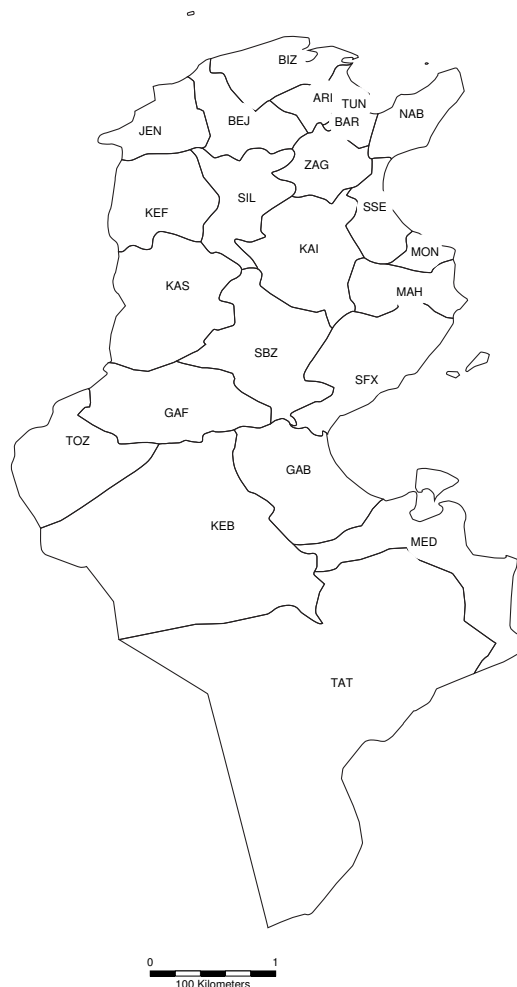
## RÉFÉRENCES

- [1] ALONSO W., 1964, *Location and Land Use.*, Cambridge, Harvard University Press.
- [2] BARTIK T. J., 1987, "The estimation of demand parameters in hedonic price models", *Journal of Political Economy*, Vol. 95, n°11, pp. 81-88.
- [3] BENSON E. D., HANSEN J. L., SCHWARTZ A. L. et SMERSH G. T., 1998, "Pricing residential amenities : The value of a view", *Journal of Real Estate Finance and Economics*, Vol. 16, n°1, pp. 55-73.
- [4] BITTER C. et GORDON F., 2007, "Incorporating spatial variation in housing attribute prices : a comparison of geographically weighted regression and the spatial expansion method", *Journal of Geographical Systems*, Vol. 9, pp. 7-27.
- [5] BIVAND R. et BRUNSTAD R., 2005, "Further explorations of interactions between agricultural policy and regional growth in Western Europe : approaches to non-stationarity in spatial econometrics", *papier présenté au 45ième Congrès de l'Association Européenne de la Science Régionale*, Amsterdam, pp. 23-27.
- [6] BOURASSA S., HOESLI M. et SUN J., 2006, "A simple alternative house price index method", *Journal of Housing Economics*, Vol. 15, pp. 80-97.
- [7] BRUNSDON C., FOTHERINGHAM S. et CHARLTON M., 1996, "Geographically weighted regression : A method for exploring spatial non-stationarity", *Geographical Analysis* Vol. 28, pp. 281-298.
- [8] Brunson, C., Fotheringham, S. et Charlton, M. (1998) : "Geographically weighted regression : Modelling spatial non-stationarity", *The Statistician* 47-3, pp : 431-443.
- [9] Brunson, C., Fotheringham, S. et Charlton, M. (1999) : "Some note on parametric significance tests for geographically weighted regression", *Journal of Regional Science* 39, pp : 497-524.
- [10] Butler, R. V. (1982) : "The specification of hedonic indexes for urban housing", *Land Economics*, 58, pp : 94-108.
- [11] Can, A. (1992) : "Specification and estimation of hedonic house price models", *Regional Science and Urban Economics* 22, pp : 453-474
- [12] Casetti, E. (1972) : "Generating models by the expansion method : Applications to geographical research", *Geographical Analysis* 4, pp : 81-92
- [13] Cavailhes, J., Brossard, T., Hilal, M., Joly, D., Tourneux, F. P., Tritz, C. et Wavresky, P. (2005) : "The landscape from home : seeing and being seen. A GIS-based hedonic price valuation", papier présenté à la 22ème Journée de Microéconomie Appliquée. Hammamet, Tunisie.
- [14] Colwell, P. F. et Dilmore, G. (1999) : "Who was first? An examination of an early hedonic study", *Land Economics*, 75, 4, pp : 620-626.
- [15] Dubin, R. et Sung, C. (1987) : "Spatial variation in the price of housing : Rent gradients in non-monocentric cities", *Urban Studies* 24, pp : 193-204.
- [16] Farber, S. et Yates, M. (2006) : "A comparaison of localized regression models in a hedonic price context", *Canadian Journal of Regional Science*, (à paraître).

- [17] Fotheringham, A., Brunson, C. et Charlton, N. (2002) : "Geographically weighted regression : The analysis of spatially varying relationships", John Wiley, Chichester
- [18] Fik, T., Ling, D. et Mulligan, G. (2003) : "Modelling a spatial variation in housing prices : A variable interaction approach", *Real Estate Economics* 31, pp : 623-646.
- [19] Goodman, A. C. (1978) : "Hedonic prices, price indices and housing markets", *Journal of Urban Economics*, 5, pp : 471-484.
- [20] Goodman, A. C. (1986) : "An econometric model of housing price, permanent income, tenure choice and housing demand", *Journal of Urban Economics*, 23, pp : 327-353.
- [21] Goodman, A. C. et Thibodeau, T.G. (1998) : "Housing market segmentation", *Journal of Housing Economics* 7, pp : 121-143
- [22] Goodman, A. C. et Thibodeau, T. G. (2003) : "Housing market segmentation and hedonic prediction accuracy", *Journal of Housing Economics* 12, pp : 181-201.
- [23] Haurin, D. R. et Brasington, D. (1996) : "School quality and real house prices : Inter- and intrametropolitan effects", *Journal of Housing Economics*, 5, pp : 351-368.
- [24] Institut National de la Statistique (1993) : "Enquête Nationale sur le Budget et la Consommation des Ménages - 1990", Vol. A. Edité par l'INS - Tunisie.
- [25] Kim, C. W., Phipps, T. T. et Anselin, L. (2003) : "Measuring the benefits of air quality improvement : A spatial hedonic approach", *Journal of Environmental Economics and Management*, 45, pp : 24-39.
- [26] Lancaster, K. J. (1966) : "A new approach to consumer theory", *Journal of Political Economy*, 74, pp : 132-157.
- [27] Leung, Y. Mei, C. et Zhang, W. (2000) : "Statistical tests for spatial non-stationarity based on the geographically weighted regression model", *Environment and Planning, A* 32, pp :9-32.
- [28] Michaels, R. et Smith, V. (1990) : "Market segmentation and valuing amenities with hedonic models : The case of hazardous waste sites", *Journal of Urban Economics* 28, pp : 223-242.
- [29] Pace R, K. (1997) : "Performing large spatial regressions and autoregressions", *Economic Letters*, 54, pp : 283-291.
- [30] Palmquist, R. B. (1992) : "Valuing localized externalities", *Journal of Urban Economics*, 31, pp : 59-68.
- [31] Paez, A., Uchida, T. et Miyamoto, K. (2002) : "A general framework for estimation and inference of geographically weighted regression models : Location-specific kernel bandwidths and a test for local heterogeneity", *Environmental and Planning, A* 34, pp : 733-754.
- [32] Rapaport, C. 1997 : "Housing Demand and Community Choice : An Empirical Analysis" *Journal of Urban Economics*. 42, pp : 43-260.
- [33] Rosen, S. (1974) : "Hedonic prices and implicit markets : Product differentiation in pure competition", *Journal of Political Economy*, 82, 1, pp : 35-55.

- [34] Sheppard, S. 1999 : "Hedonic Analysis of Housing Markets", Handbook of Regional and Urban Economics. Vol. III. Chap. 41. Edité par E.S. Mills and P. Cheshire. Elsevier Science Publishers B. V.
- [35] Wallace, N. E. (1996) : "Hedonic-based price indexes for housing : Theory, estimation, and index construction", *Economic Review*, 3, pp : 34-48.
- [36] Wilhelmsson, M. 2002 : "Household Expenditure Patterns for Housing Attributes : A Linear Expenditure System with Hedonic Prices", *Journal of Housing Economics*, 11, pp : 75-93.
- [37] Zabel, J. E. 2004 : "The demand for Housing Services" *Journal of Housing Economics*. 13, pp : 16-35.

Carte de la Tunisie – 1990



ARI : Ariana \* BAR : Ben Arous \* BEJ : Béja \* BIZ : Bizerte \* GAB : Gabès \* GAF : Gafsa \* JEN : Jendouba \* KAI : Kairouan \* KAS : Kasserine \* KEB : Kébili \* KEF : KEF \* MAH : Mahdia \* MED : Médénine \* MON : Monastir \* NAB : Nabeul \* SBZ : Sidi Bouzid \* SFX : Sfax \* SIL : Siliana \* SSE : Sousse \* TAT : Tataouine \* TOZ : Tozeur \* TUN : Tunis \* ZAG : Zaghouan.

TAB. 7. Tests du rapport de vraisemblance des paramètres de la transformation Box-cox.

Test $H_0$	LL contraint	LR $\chi^2$	Prob.
$\lambda=-1$	-28105.4	2754.92	0.000
$\lambda=0$	-26735.2	14.48	0.000
$\lambda=1$	-28235.9	3016.05	0.000

TAB. 8. Coefficients estimés du modèle de RGP - Propriétaires

Région	nbroom	hstype	medincg	constante
TUN	90.42746	97.88632	.0178279	48.31166
ARI	90.3916	90.78283	.0191035	43.95883
BAR	87.98693	104.958	.0174714	53.56699
NAB	89.01545	107.7283	.0160398	57.98478
ZAG	81.14053	123.7324	.0169561	65.02104
BIZ	93.30044	73.26348	.0208421	32.3081
BEJ	80.22665	75.27919	.0239357	48.60727
JEN	62.88604	32.89894	.0143548	108.3825
KEF	64.79316	35.6247	.0065719	120.3151
SIL	67.83509	123.2946	.0199041	78.60747
KAI	65.00647	176.8383	.0113475	97.83244
KAS	70.43794	39.23666	.0090848	100.5787
SBZ	71.95145	35.86416	.0172987	81.91694
SSE	76.99336	170.22	.0096249	88.54011
MON	61.55226	201.8207	.0038281	132.574
MAH	64.0769	163.1326	.0072642	113.8305
SFX	77.16297	51.82225	.0166159	66.35614
GAF	65.42483	40.656	.0111353	125.9524
TOZ	64.9192	76.30005	-.0013827	162.8859
KEB	45.09106	142.3817	.0257949	137.453
GAB	49.07659	67.80587	.0330935	101.4842
MED	26.66453	133.4864	.0346969	121.0026
TAT	56.12137	41.87367	-.0098836	193.8786

TAB. 9. Ecarts types des coefficients,  $R^2$  et résidus du modèle de RGP - Propriétaires

Région	nbroom	hstype	medincg	constante	$R^2$	gwre
TUN	8.202787	17.04789	.0036761	21.63779	.6412788	33.73256
ARI	8.092482	17.04412	.0036686	21.33547	.6401053	27.74588
BAR	8.162988	16.99269	.0036446	21.51017	.6395705	-3.324006
NAB	8.439561	17.14994	.0037125	22.33618	.634872	-62.47569
ZAG	7.921281	16.78425	.0035059	20.88372	.638111	-23.95366
BIZ	7.869331	16.93202	.0036675	20.66697	.6422632	-56.31505
BEJ	7.687895	17.12314	.0036341	20.47668	.6130563	-23.87815
JEN	5.387451	13.92281	.0034094	15.66552	.6080739	-23.78887
KEF	4.708852	12.41852	.0025114	13.42347	.7284354	-3.202876
SIL	7.257919	16.69311	.0033639	19.25252	.6269084	-40.61761
KAI	6.593295	14.60082	.0027332	17.44227	.6678056	25.22754
KAS	5.001717	12.64253	.0023848	13.48168	.7247541	-3.806063
SBZ	5.364037	11.24825	.0024265	14.53084	.6377818	-32.02827
SSE	7.611948	15.97129	.0032148	20.14101	.6474568	-1.163469
MON	6.059715	13.11442	.002452	16.46898	.6874233	6.220872
MAH	5.696204	12.30451	.0022243	16.21997	.6730359	-29.67342
SFX	5.099906	10.171	.0020598	14.80451	.6570612	9.828129
GAF	5.013936	12.2766	.002385	12.99464	.6395735	-2.630379
TOZ	3.893874	9.953867	.0020719	10.01702	.737671	1.535844
KEB	4.422028	13.37456	.0019923	10.95917	.8434268	7.187446
GAB	4.772859	11.14276	.002103	11.72043	.7812505	14.78241
MED	3.645584	14.07139	.0021816	10.60737	.7965289	-8.420237
TAT	2.410325	13.35356	.0017406	5.76875	.8587958	-.0886578

TAB. 10. Pseudo-test RGP - Propriétaires

Région	t-nbroom	t-hstype	t-medincg	t-constante
TUN	11.02399	5.741844	4.84973	2.232745
ARI	11.16982	5.326344	5.207327	2.060363
BAR	10.77876	6.176659	4.793828	2.490309
NAB	10.5474	6.281555	4.320436	2.596003
ZAG	10.24336	7.371937	4.836432	3.11348
BIZ	11.85621	4.32692	5.682975	1.563272
BEJ	10.43545	4.396343	6.586335	2.373786
JEN	11.67269	2.362952	4.210292	6.918537
KEF	13.75986	2.868675	2.616786	8.963038
SIL	9.346355	7.385957	5.917033	4.08297
KAI	9.859482	12.11153	4.151796	5.608929
KAS	14.08275	3.103546	3.809543	7.460397
SBZ	13.41367	3.188421	7.129053	5.637454
SSE	10.1148	10.65788	2.993893	4.396011
MON	10.15762	15.38922	1.561206	8.049924
MAH	11.24905	13.25795	3.26585	7.017921
SFX	15.13027	5.095099	8.066591	4.482158
GAF	13.0486	3.311667	4.668885	9.692644
TOZ	16.67214	7.665367	-.6673614	16.26093
KEB	10.19692	10.64571	12.94702	12.54229
GAB	10.28243	6.085195	15.73663	8.658746
MED	7.314198	9.486368	15.90423	11.40741
TAT	23.28374	3.135769	-5.678275	33.60842

TAB. 11. Coefficients estimés du modèle de RGP - Locataires

Région	nbroom	hstype	medincg	constante
TUN	37.38319	119.8812	.059117	166.9953
ARI	38.65458	108.8297	.0605821	158.6322
BAR	39.29787	133.4548	.0571127	165.2494
NAB	35.66793	139.4321	.0564254	179.285
ZAG	44.14914	169.4929	.0515521	158.7041
BIZ	40.14473	81.75449	.0625454	150.939
BEJ	47.64441	104.9762	.0612988	119.285
JEN	55.5101	163.995	.0211576	156.4725
KEF	70.49617	152.6251	.0027222	163.3953
SIL	56.90215	188.1368	.0470627	110.5264
KAI	39.42017	283.7479	.0304939	176.2186
KAS	93.73891	65.59882	.002091	121.1941
SBZ	64.12268	59.47473	.0264343	121.8101
SSE	32.45841	249.684	.041662	198.3948
MON	.5767486	341.9817	.0329477	257.5887
MAH	7.001807	285.1082	.0288284	258.8904
SFX	21.12856	61.74092	.054835	153.0068
GAF	46.29883	43.59514	.0196144	167.0631
TOZ	52.63467	2.817118	.0136352	188.8035
KEB	20.26984	178.5361	.0073819	272.96
GAB	23.23013	122.6005	.0284295	221.8202
MED	142.3532	111.9428	-.0330985	135.9452
TAT	35.28532	141.7578	-.0045142	254.9572



TAB. 12. Écarts types des coefficients,  $R^2$  et résidus du modèle de RGP - Locataires

Région	nbroom	hstype	medincg	constante	$R^2$	gwre
TUN	20.90537	36.55062	.0085954	53.4375	.4197282	-42.19493
ARI	20.75377	36.3804	.0085058	53.12401	.4131616	104.7445
BAR	20.96111	37.00443	.0086534	53.56343	.4173598	193.7255
NAB	21.09933	36.42763	.008703	53.68959	.4310305	-52.8294
ZAG	20.64107	38.10889	.0086944	53.14812	.4110265	-40.10231
BIZ	20.10308	35.28197	.0082631	51.8336	.400848	-91.89855
BEJ	19.96122	36.04519	.0082411	51.42732	.3901555	-89.00858
JEN	14.30993	26.87033	.0079166	41.35198	.4674901	-2.901901
KEF	11.51447	25.04333	.0076996	32.84644	.6098131	.7043932
SIL	19.15315	38.71072	.0086581	49.58372	.4027044	-360.2202
KAI	18.40565	39.28679	.008878	48.62251	.4238307	2.597234
KAS	11.92226	26.58893	.0080882	31.32358	.6430794	-26.74578
SBZ	15.15049	32.3721	.009945	44.73376	.4535969	-33.7526
SSE	19.73705	37.80621	.0087494	51.87923	.4324144	-48.02074
MON	16.35337	34.61877	.0082359	45.26237	.4580778	38.10835
MAH	15.5213	35.314	.0083278	45.98581	.3731548	-60.51019
SFX	16.51479	35.77039	.0111249	59.36616	.2993042	1.443119
GAF	10.44593	19.996	.0061707	24.77779	.7650839	-27.02402
TOZ	10.76143	22.88266	.00625	25.23687	.7825765	60.2065
KEB	11.41599	17.79999	.0060805	28.36233	.701515	-5.848481
GAB	14.69935	25.13263	.0096825	47.08711	.4432946	49.24336
MED	7.860872	19.03254	.0084506	31.85794	.715377	-11.66209
TAT	1.967908	50.19896	.00147	8.320642	.9740144	-2.951084

TAB. 13. Pseudo-test RGP - Locataires

Région	t-nbroom	t-hstype	t-medincg	t-constante
TUN	1.788211	3.279867	6.877745	3.125059
ARI	1.862532	2.991437	7.122414	2.986074
BAR	1.874799	3.606455	6.600001	3.085117
NAB	1.690476	3.827646	6.483455	3.339289
ZAG	2.138898	4.447596	5.929341	2.986072
BIZ	1.996945	2.317175	7.569268	2.911991
BEJ	2.386848	2.912349	7.438199	2.319487
JEN	3.879131	6.1032	2.672574	3.783918
KEF	6.122397	6.09444	.353553	4.974523
SIL	2.970903	4.86007	5.43567	2.229086
KAI	2.141743	7.222475	3.434776	3.624219
KAS	7.862515	2.467148	.2585293	3.869102
SBZ	4.232382	1.837222	2.658057	2.723002
SSE	1.644542	6.604312	4.76169	3.824166
MON	.0352679	9.878508	4.000492	5.691011
MAH	.4511095	8.073519	3.461726	5.629788
SFX	1.279372	1.726034	4.929046	2.577341
GAF	4.432234	2.180193	3.178649	6.742454
TOZ	4.891049	.1231115	2.181627	7.481254
KEB	1.775566	10.03012	1.214021	9.62403
GAB	1.580351	4.87814	2.936183	4.710848
MED	18.10909	5.881653	-3.916703	4.267231
TAT	17.93037	2.823919	-3.070863	30.64153

TAB. 14. Indice de prix des services du logement par région, selon le statut d'occupation (base 100, Tunis-proprétaires)

Région	IP-Propriétaires	IP-Locataires
TUN	100	132.5898
ARI	99.64108	131.7699
BAR	99.75351	132.7546
NAB	100.2175	132.9627
ZAG	98.80853	133.0022
BIZ	99.05535	129.999
BEJ	95.99738	126.884
JEN	82.11247	98.63054
KEF	81.36137	98.71175
SIL	94.45637	122.868
KAI	94.33761	120.006
KAS	83.66605	97.47009
SBZ	90.13541	104.1315
SSE	98.03568	129.0087
MON	93.97213	116.7799
MAH	91.86269	115.3512
SFX	90.05683	108.7277
GAF	88.66606	91.6486
TOZ	88.88352	97.01399
KEB	99.76827	100.3006
GAB	95.44573	107.808
MED	89.91582	92.60664
TAT	79.40034	92.55862