



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/14227/>
MPRA Paper No. 14227, posted 24 Mar 2009 06:36 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
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 des prix régionaux dans le marché de propriété et le marché locatif tunisiens.

Les résultats affirment, que les ménages tunisiens ont des préférences pour plus d'espace, préfèrent les logements modernes et que la qualité du voisinage se trouve 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 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 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, indice de prix spatiaux.

JEL Codes : C21, C43, D12, R21.

1. INTRODUCTION

La méthode hédonique consiste à allouer la valeur du logement à ses différentes caractéristiques inhérentes. Ces caractéristiques peuvent être quantifiables ou catégoriques. L'estimation de la valeur du logement sur ses caractéristiques procure les valeurs marginales de ces dernières. Autrement dit, 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 a été considérée de manière explicite et rigoureuse. L'analyse hédonique du marché du logement bénéficie récemment du développement des modèles d'économétrie spatiale couplé avec le développement des techniques, dites systèmes d'informations géostatistiques (SIG). 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, l'hétérogénéité spatiale implique que les coefficients du modèle hédonique ne sont pas uniformes à travers les différentes localisations.

La prise en compte de l'hétérogénéité ne permet pas seulement d'améliorer la qualité d'estimation des prix marginaux des caractéristiques du logement, mais aussi de dériver les indices de prix des services de logement dans les différents marchés locaux. Ces indices retracent la tendance spatiale des prix des services du logement 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 développé par Brunson 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.

Malgré les difficultés de l'application du modèle de régression géographiquement pondérée sur des données de l'enquête nationale sur le budget et la consommation des ménages tunisiens à cause de l'absence des coordonnées géographiques des logements dans l'enquête, l'analyse sur des données groupées a donné des résultats satisfaisants.

L'estimation de différentes spécifications du modèle hédonique appliqué au marché du logement tunisien montre que les ménages tunisiens ont des préférences pour plus d'espace, sont prêts à payer plus d'argent pour résider dans des logements modernes et dans des quartiers où les voisins sont relativement aisés et qui sont moins peuplés.

En plus de la significativité globale et locale de la variabilité des prix marginaux des caractéristiques du logement à travers les différentes régions tunisiennes, le modèle de régression géographiquement pondérée a fourni des coefficients locaux plausibles et a permis d'avoir des indices de prix des services du logement acceptables dans le marché de propriété et le marché locatif à travers les régions tunisiennes.

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

Parmi les solutions proposées au problème d'identification que pose l'estimation du modèle de Rosen(1974), celle qui consiste à estimer les prix hédoniques sur plusieurs sous-marchés du logement. La multiplicité des marchés du logement provient d'une désagrégation d'un marché

large par la localisation. Les sous-marchés qui en résultent constituent des segments du marché initial¹.

Goodman (1978) part de l'hypothèse que les prix hédoniques devraient être estimés sur des sous-marchés. 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 parfois nécessaire d'analyser les prix hédoniques à travers les sous-marchés. Si l'objectif de l'analyse est d'estimer la demande du logement et que les données disponibles ne comportent que les valeurs des logements, 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 surmonter le problème de variabilité des coefficients de la fonction hédonique, Goodman (1978) effectue une analyse de la variance sur un marché segmenté pour visualiser les différences significatives dans les coefficients hédoniques. 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.

Comme on l'a 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

¹Le marché de logement peut être différencié par la qualité et le type de logement.

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 sous-marchés. 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 (sous-marché) 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 Rappaport (1997) pour estimer les indices de prix régionaux 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. Cette méthode a l'inconvénient de fournir les mêmes coefficients hédoniques pour tous les marchés locaux. Les coefficients estimés des variables indicatrices donnent 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.

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 hédoniques². 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 à l'analyse des prix hédoniques des caractéristiques du logement et à l'analyse de la demande du logement en particulier. Bien que l'analyse hédonique vise à tenir compte de l'hétérogénéité du logement, cette analyse 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.

²Comme 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 NOUVELLE MÉTHODE

Pour tenir compte de l'hétérogénéité spatiale du bien 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 (GWR)³.

La technique de régression géographiquement pondérée, appliquée au modèle hédonique, 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 régression⁴.

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.

Supposons que les marchés de logement locaux, indexés par r , forment un marché du logement constitué de N unités de logements et qu'on veut obtenir les prix marginaux des caractéristiques du logement à chaque localisation r .

Sous l'hypothèse de la stationnarité des prix marginaux, le modèle hédonique 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 caractéristiques, u un terme d'erreur normalement distribué et les β_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 de la régression hédonique globale (2) sont remplacés par des coefficients locaux β_{jr} variables selon les localisations r .

³Cette technique est connue dans la littérature anglo-saxonne par "Geographically Weighted Regression". Dans ce qui suit, Nous adoptons cette abréviation.

⁴Un point de régression est une localisation pour laquelle on désire estimer des coefficients locaux.

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

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

Les estimateurs locaux sont obtenus en utilisant la procédure des moindres carrés pondérés⁵, 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 du modèle hédonique 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. 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.

Brundson et al. (1998) proposent un régime de pondération qui affecte des poids unitaires aux observations qui se situent à une distance inférieure à un rayon ρ de la localisation r et des poids nuls aux observations dont la distance par rapport à r est supérieure à ρ .

$$(5) \quad w_{ir} = \begin{cases} 1 & \text{si } d_{ir} \leq \rho \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$$

L'inconvénient de ce régime est qu'il crée des discontinuités à travers le marché du logement et impose à la relation qui lie les valeurs des logements et leurs caractéristiques de se couper brutalement.

Étant donné la logique de pondération poursuivie, w_{ir} peut être considéré comme une fonction continue et strictement décroissante de la distance d_{ir} . 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

⁵La différence entre la GWR 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 .

gaussienne et la fonction bicarrée proposées par Brundson et al. (1998)⁶. Elles sont définies, respectivement, comme suit :

$$(6) \quad w_{ir} = \exp(-d_{ir}^2/h^2)$$

$$(7) \quad w_{ir} = \begin{cases} [1 - (d_{ir}/h)^2]^2 & \text{si } d_{ir} < h \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$$

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

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.

La fonction gaussienne (6) produit une baisse exponentielle, ce qui se traduit par des estimateurs qui varient rapidement à travers l'espace. Pour toute observation dont la distance par rapport à r est supérieure à la fenêtre h , le poids est presque nul et l'observation est effectivement exclue de l'estimation des paramètres à la localisation r . L'avantage de la fonction bicarrée, selon Brundson et al. (1998), est qu'elle permet un gain du temps dans le calcul de $\hat{\beta}_r$.

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 observations sont éparées dans 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.

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. Ainsi, des fenêtres réduites sont retenues pour les localisations denses et des fenêtres larges sont retenues pour les

⁶Voir Fotheringham et al. (2002) pour une revue des différentes fonctions kernels qui peuvent être utilisées.

localisations à observations éparées. Ces fonctions assurent que le même nombre de poids non nuls soit utilisé pour tout point de régression.

Par exemple, la fonction bicarrée adaptative est définie comme suit :

$$(8) \quad w_{ir} = \begin{cases} [1 - (d_{ir}/h_r)^2]^2 & \text{si } d_{ir} < h \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$$

Où h_r représente des fenêtres différentes à retenir pour chaque point de régression.

Qu'elle soit fixe ou adaptative, la fenêtre de pondération a un effet direct sur les valeurs des paramètres estimés. Si on ne dispose pas des *a priori* théoriques sur le choix de h , un choix optimal 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 :

$$(9) \quad cv = \sum_{i=1}^N (P_i - \hat{P}_{\neq i}(h))^2$$

Où $\hat{P}_i(h)$ est la valeur estimée de P_i obtenue à partir de la régression géographiquement pondérée.

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)⁷.

Les paramètres obtenus, sous l'hypothèse de la non-stationnarité, à l'aide du modèle de régression géographiquement pondérée sont utilisés pour construire un indice de prix spatial du logement.

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 :

$$(10) \quad I_r = \frac{\hat{P}_r}{\hat{P}_1} \quad ; \quad \forall \quad r = 1, 2, \dots, R$$

Avec

⁷Pour une discussion détaillée du critère cv et des critères alternatifs, voir Brunson et al. (1998) et Fotheringham et al. (2002).

$$(11) \quad \widehat{P}_r = \widehat{\beta}_{0r} + \sum_{j=1}^J \widehat{\beta}_{jr} \overline{H}_j$$

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 du logement utilisées 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 caractéristiques⁸. 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.

$$(12) \quad Q_i = \frac{P_{ir}(H)}{I_r} \quad ; \quad \forall \quad i : 1, \dots, N \quad r : 1, \dots, R$$

Les indices des 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

⁸Les 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.

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 aberrantes⁹, 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 de la demande 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 locatives¹⁰.

Les variables utilisées dans l'estimation des prix hédoniques des caractéristiques des logements sont décrites dans le tableau 1. Certaines caractéristiques du logement ne présentent pas de variabilité au niveau

⁹Les observations aberrantes sont éliminées sur la base du test de Grubbs ; une procédure itérative qui permet de détecter les observations aberrantes dans un échantillon. Cette procédure est implementée à l'aide de la commande grubbs sur Stata 9.2

¹⁰Nous 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 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.

régional, telles que la disponibilité d'une source d'eau potable, le raccordement à un téléphone fixe et la densité de la population par grappe, ont été éliminées de l'analyse spatiale.

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 la lourdeur de la procédure d'estimation du modèle de régression géographiquement pondérée¹¹, nous proposons de regrouper les observations par grappe selon le statut d'occupation du logement. Ce choix est basé sur l'hypothèse que les ménages du même grappe font face aux mêmes prix et que les logements présentent des similitudes structurelles, de voisinage et localisationnelles dans une même grappe. Le regroupement se fait sur la base de la valeur médiane pour les variables continues et des pourcentages pour les variables indicatrices.

¹¹Il 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.

Une étape préliminaire au regroupement des données consiste à effectuer des régressions linéaires des valeurs des logements sur les caractéristiques retenues pour chaque région (gouvernorat) et d'éliminer les observations pour lesquelles les résidus centrés et réduits sont en valeur absolue supérieurs à deux¹². Cette méthode a été poursuivie par souci d'avoir des coefficients stables à l'échelle régionale. Ceci nous rassure que la variabilité spatiale soit inhérente au changement des préférences des ménages et non à l'instabilité des coefficients estimés.

Par ailleurs, en l'absence des coordonnées vectorielles des logements dans l'Enquête Nationale sur le Budget et la Consommation des Ménages, les paramètres du modèle GWR 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 Tunisie¹³. 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 régression¹⁴.

5. ANALYSE DES RÉSULTATS D'ESTIMATIONS

En vue d'appréhender le comportement du ménage tunisien en matière de demande des 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)¹⁵. 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 GWR pour les propriétaires et locataires, respectivement.

¹²Une façon d'éliminer les observations aberrantes et de se rapprocher de la normalité des résidus en régression linéaire.

¹³La carte géographique de la Tunisie est obtenue à partir du site web <http://www.cdc.gov/epiinfo/shape.htm>. Elle est transformée du format "shapefile" au format vectoriel moyennant Stata 9.2. Pour chaque gouvernorat, le point centroïdal est, simplement, la moyenne des coordonnées sphériques en x (longitude) et celle en y (latitude) du polygone représentant le gouvernorat en question.

¹⁴Cette 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.

¹⁵Le 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.

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), respectivement désignées par Modèle1, Modèle2 et Modèle3. Notre choix de ces modèles a pour objectifs de comparer les paramètres estimés et de se rapprocher le plus possible de la spécification qui décrit le mieux les données tunisiennes.

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%, selon la spécification log-linéaire et la spécification box-cox. 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 (λ) est significatif à un niveau de risque de 1% et proche de zéro. Il indique que la spécification appropriée aux données tunisiennes est proche de la forme log-linéaire¹⁶.

TAB. 2: Estimation des Modèles hédoniques

Variable	Modèle1 (Ec.typ)	Modèle2 (Ec.typ)	Modèle3
nbroom	63.259** (3.145)	0.168** (0.005)	0.112**
hstype	150.797** (8.342)	0.255** (0.015)	0.165**
medincg	0.030** (0.002)	5.10 ⁻⁵ ** (4.10 ⁻⁶)	3.10 ⁻⁵ **
water	75.657** (11.037)	0.280** (0.019)	0.190**
teleph	25.596** (9.307)	0.037* (0.016)	0.024*
popden	-913.427** (111.705)	-1.685** (0.195)	-1.093**
Constante	88.380** (16.845)	5.068** (0.029)	4.277**

Suite à la page suivante...

¹⁶Le test du rapport de vraisemblance indique que les transformations linéaire, log-linéaire et inverse sont rejetées aux niveaux de risque usuels. La valeur du χ^2 est la plus faible pour $\lambda = 0$ affirmant ainsi que la forme fonctionnelle est proche de celle du log-linéaire. Voir Annexe.

... suite tab. 2

Variable	Modèle1 (Ec.typ)	Modèle2 (Ec.typ)	Modèle3
N	4142	4142	4142
R ²	0.355	0.453	LL=-26727.9
F _(6,4135)	379.639	571.551	λ = -0.070** (0.018) LR χ ₍₆₎ ² = 2510.209**

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

D'après le tableau 2, les préférences des ménages tunisiens vis-à-vis des caractéristiques du logement sont uniformes à travers les trois spécifications retenues. 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, 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 du logement, estimés selon les trois spécifications, en dinars tunisien (DT) de 1990 et en pourcentage de la valeur moyenne des logements. Selon le modèle 3, le ménage tunisien est prêt à payer 78,742 DT pour une chambre supplémentaire, soit 17,2% de la valeur moyenne des logements. 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 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%.

TAB. 3. Prix marginaux des caractéristiques du logement

	Mod1	Mod1(%)	Mod2	Mod2(%)	Mod3	Mod3(%)
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

Les Prix marginaux sont exprimés en DT(1990)

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 que dans le milieu urbain 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 dans les zones périurbaines. La téléphonie fixe peut être corrélée avec l'existence d'une infrastructure acceptable, telles que l'éclairage public et les réseaux d'assainissement¹⁷.

5.2. Résultats d'estimation du modèle GWR. En vue d'intégrer une caractéristique localisationnelle dans le modèle hédonique, nous proposons d'estimer un modèle de régression géographiquement pondérée. Nous supposons que les marchés de logement locaux sont différenciés par l'appartenance régionale et le mode d'occupation du logement. Ainsi, le marché du logement tunisien est subdivisé en 23 sous-marchés de propriété et 23 sous-marchés locatifs¹⁸.

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

¹⁷Les 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.

¹⁸En Tunisie, le découpage administratif du premier niveau comporte 23 gouvernorats en 1990.

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*). 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 valide¹⁹. Ce nombre réduit de caractéristiques du logement retenues ne pèse pas lourdement sur la validité de l'estimation. Ils est allégé par 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).

L'estimation du modèle linéaire global sur des données groupées pour les locataires et les propriétaires a permis d'obtenir des coefficients hédoniques significatifs aux seuils de confiance usuels²⁰.

Pour tester l'utilité d'un modèle aussi compliqué que le GWR par rapport au modèle global, nous utilisons trois test 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 GWR 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.

¹⁹En plus, ces variables présentent peu et parfois aucune variabilité régionale.

²⁰Voir le tableau annexe 7 pour les propriétaires et 11 pour les locataires.

L'hypothèse de stabilité spatiale des prix marginaux est rejetée pour toutes les caractéristiques du logement ainsi que pour les constantes locales du modèle GWR. Comme le montre le test LMZ F3 proposé par Leung et al. (2000), tous les paramètres du modèle GWR sont spatialement non-stationnaires, aussi bien pour le marché de propriété que pour le marché locatif²¹.

Pour tester la significativité individuelle des paramètres locaux du modèle GWR, 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. Selon ce test, nous constatons qu'au marché de propriété, tous les paramètres sont individuellement significatifs aux seuils de confiance usuels, à l'exception de celui de la variable *medincg* à la région de Tozeur. De même, au marché locatif, la plupart des paramètres sont significatifs à l'exception de ceux de la variable *nbroom* dans les régions de Monastir, Mahdia et Sfax, celui de la variable *hstype* dans la région de Tozeur et ceux de la variable *medincg* dans les régions du Kef, Kasserine et Kébili. En gros, dans les deux marchés, plus que 95% des paramètres locaux estimés sont individuellement significatifs.

TAB. 4. Tests de stabilité spatiale du modèle GWR

Variable	LMZ F3 (Propriétaires) (probabilité)	LMZ F3 (Locataires) (probabilité)
nbroom	0.000**	0.000**
hstype	0.000**	0.000**
medincg	0.000**	0.000**
Intercept	0.000**	0.000**
BFC99	1.442e-07**	0.02168*
LMZ F1	0.09498†	0.3016
LMZ F2	4.696e-06**	0.04148*

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

5.2.1. *Marché de propriété.* Les résultats d'estimation du modèle GWR dans le marché de propriété sont présentés dans le tableau 5. Les paramètres du modèle sont décrits par leurs valeurs minimales et maximales

²¹D'autres tests de stationnarité sont discutés dans Fotheringham et al. (2002) et Brunsdon et al. (1998).

ainsi que par leurs quartiles²². La dernière colonne est relative aux coefficients du modèle global pour les propriétaires. Ces coefficients sont compris entre le premier et le troisième quartiles (Q_1 et Q_3) et proches des valeurs médianes.

TAB. 5. Résultats d'estimation du modèle GWR - 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
σ_{MV}^2						5276.877
AICc						4393.836
AIC						4361.465
SCR						2005213
Fenêtre Fixe (h)						152.985 Km
Fonction Kernel						bicarrée

Pour les propriétaires, le prix marginal d'une chambre est spatialement non-stationnaire. Il varie, toutes choses égales par ailleurs, de 26,660 à 93,300 DT à travers les marchés locaux tunisiens²³.

Visualisé sur la carte géographique tunisienne (1) et comme le montrent les courbes de niveaux, le prix marginal d'une chambre est plus élevé à Bizerte, Tunis, Ariana et Nabeul et de moins en moins élevé à Sfax puis à Sousse. Les prix marginaux les plus faibles sont observés au sud tunisien²⁴. En d'autres termes, dans les régions de GT et du NE, les ménages sont disposés à payer plus que 20% de la valeur locative

²²L'estimation a été menée à l'aide du logiciel R, version 2.5.0 du R Foundation for Statistical Computing.

²³Pour faciliter la présentation des valeurs marginaux des caractéristiques du logement, nous avons transformé ces valeurs 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 accompagnée par un pourcentage qui indique que la valeur marginale de la caractéristique (en % de la valeur moyenne) dans la zone entourée par la courbe est supérieure à celle indiquée dans les zones en clair. Au contraire, elle est inférieure à celle indiquée dans les zones à couleurs foncées. La lecture est analogue pour les coefficients de détermination et les écarts types.

²⁴Toutes les valeurs sont tabulées aux annexes 8 et 12 pour le marché de propriété et le marché locatif, respectivement.

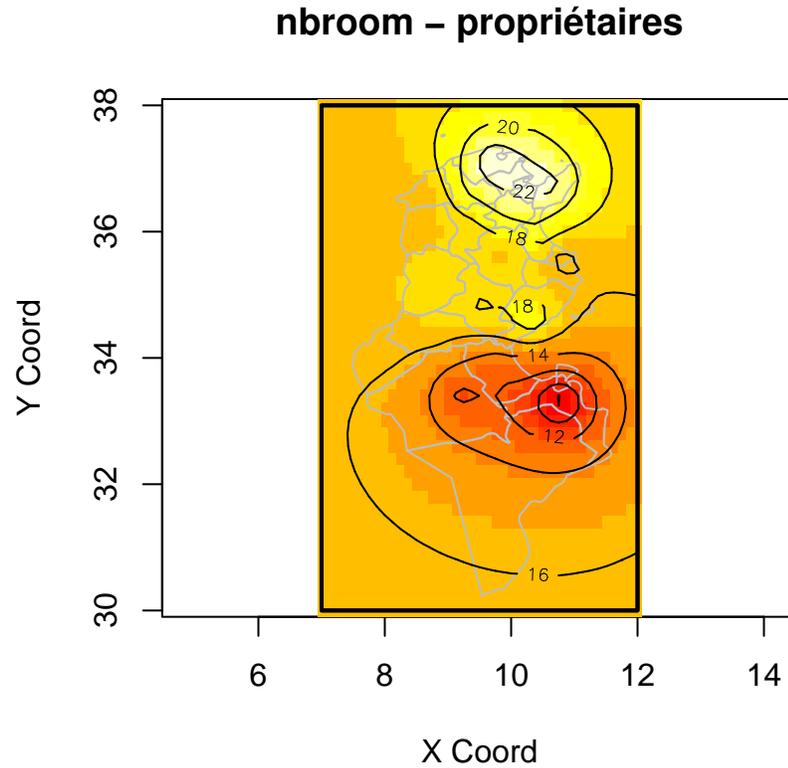


FIG. 1. Prix d'une chambre supplémentaire en % de la valeur moyenne des services du logement - Propriétaires

moyenne pour une chambre supplémentaire. Les ménages du SE n'en paient que moins de 14%.

La disposition à payer d'un ménage pour un logement moderne (villa, étage de villa et appartement) par rapport à un logement traditionnel (maison arabe et autres) est non-stationnaire à travers les régions tunisiennes. Elle varie, toutes choses égales par ailleurs, de 32,900 à 201,800 DT par an. Les valeurs les plus élevées sont constatées à Monastir, Kairouan, Sousse et Mahdia²⁵. Malgré que ces valeurs exigent une attention particulière, nous constatons un changement des préférences

²⁵Les grandes 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. Vu que le parc du logement en Tunisie est relativement

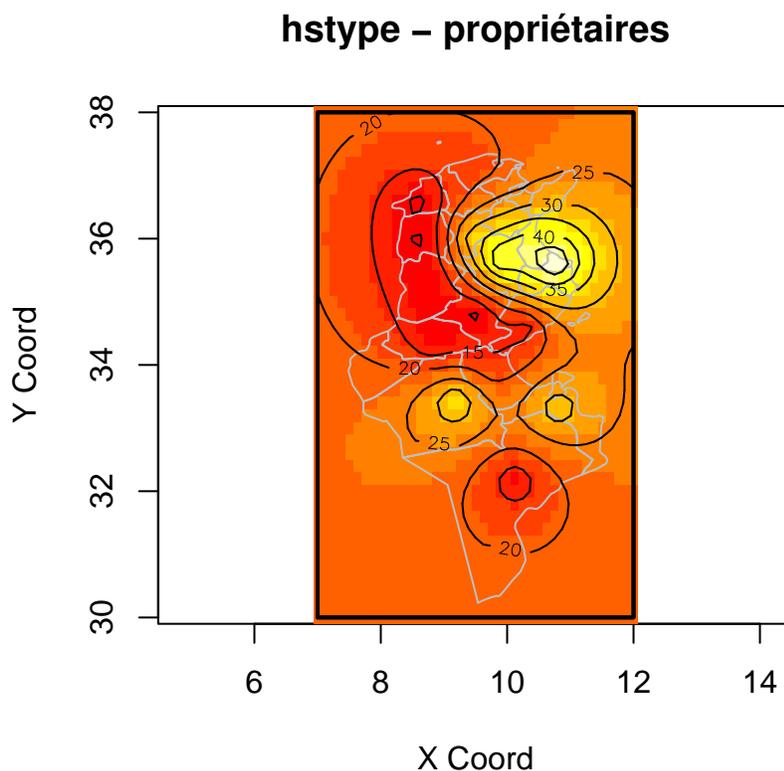


FIG. 2. Disposition à payer pour un logement moderne relativement à un logement traditionnel en % de la valeur moyenne des services du logement - Propriétaires

des ménages de ces régions des logements traditionnels aux logements modernes à la lumière de ce résultat. Les valeurs les moins élevées sont constatées au NO, notamment à Jendouba, au CO et à l'extrême sud (Fig. 2).

La disposition à payer des ménages en contre partie de l'amélioration du bien-être²⁶ de leurs voisins varie, toutes choses égales par ailleurs, de -1 DT à 3,5 DT pour une augmentation du revenu median par grappe de 100 DT par an. La valeur négative est inattendue, elle est constatée uniquement à Tozeur et à Tataouine. Ceci peut être attribué à une

récent, ces logement forment un segment de l'habitat où la recherche sur les effets de l'entretien et de la réparation sur la valeur locative est d'une importance particulière.

²⁶Bien que la notion du bien-être est multidimensionnelle, le revenu est considéré comme un indicateur du bien-être selon une approche monétaire.

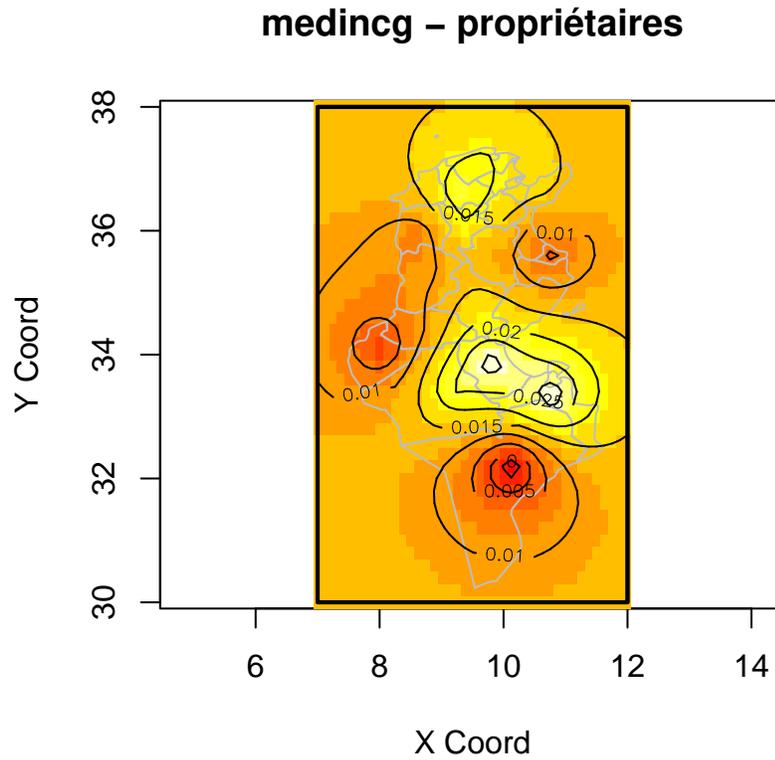


FIG. 3. Disposition à payer pour une amélioration du revenu médian des voisins - Propriétaires

mauvaise spécification²⁷. Comme le montre le graphique suivant (Fig. 3), les valeurs les plus élevées sont constatées au nord (Béja et Bizerte) et au sud-est tunisien (Médenine et Gabès).

Le coefficient de détermination du modèle GWR varie entre 60,8% et 85,9% dans les régions tunisiennes. Les valeurs les plus élevées sont constatées au sud tunisien et les valeurs les moins élevées au nord tunisien. Ceci veut dire que, pour le marché de propriété, le pouvoir explicatif des caractéristiques retenues dans l'analyse hédonique est important dans toutes les régions, notamment celles du sud tunisien.

5.2.2. *Marché locatif*. Les résultats d'estimation du modèle GWR dans le marché locatif montrent que les prix marginaux des caractéristiques

²⁷Farber et Yates (2006) ont trouvé des résultats similaires pour plusieurs caractéristiques du logement en analysant le marché du logement de Toronto (Canada).

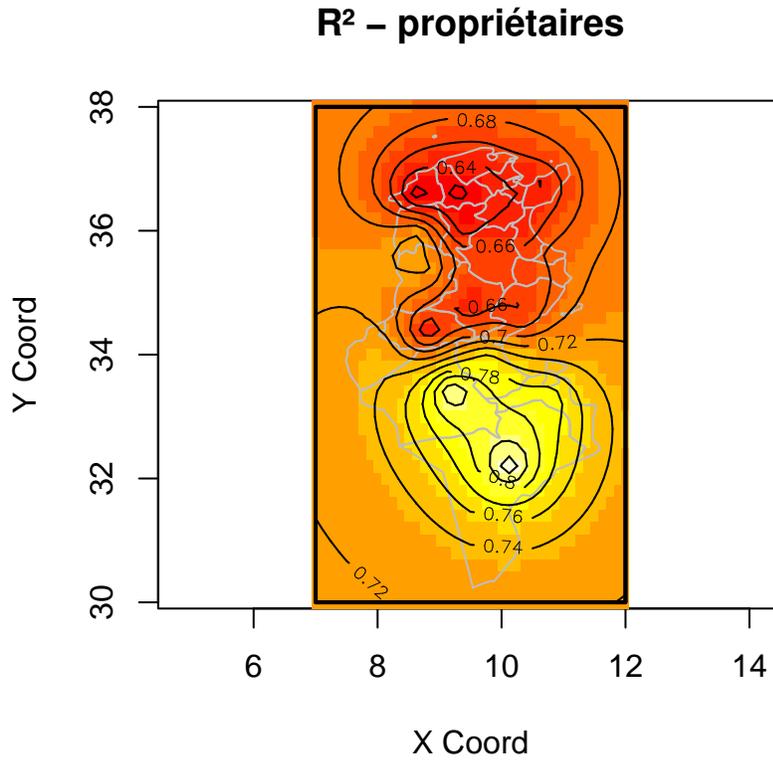


FIG. 4. Le coefficient de détermination - Propriétaires

de logement retenues sont spatialement variables à travers les régions tunisiennes.

La disposition à payer des locataires pour une chambre supplémentaire est la plus élevée à Médenine, au NO et à Sidi Bouzid (plus que 10% de la valeur locative moyenne). Les valeurs les moins élevées sont constatées notamment à Monastir et à Mahdia (moins que 4% de la valeur locative moyenne).

La disposition à payer pour louer un logement moderne comparativement à un logement traditionnel est la plus importante au centre tunisien (Monastir, Mahdia, Kairouan et Sousse). Elle est la moins importante à Tozeur, à Gafsa et à Sidi Bouzide, ce qui montre l'indifférence relative des ménages de ces régions entre les logements modernes et les logements traditionnels. La tendance spatiale des préférences des ménages locataires en matière du logement moderne est similaire à celle des ménages propriétaires.

TAB. 6. Résultats d'estimation du modèle GWR - 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
σ_{MV}^2						28305.79
AICc						2895.582
AIC						2863.673
SCR						6142356
Fenêtre Fixe (h)						152.985 Km
Fonction Kernel						bicarrée

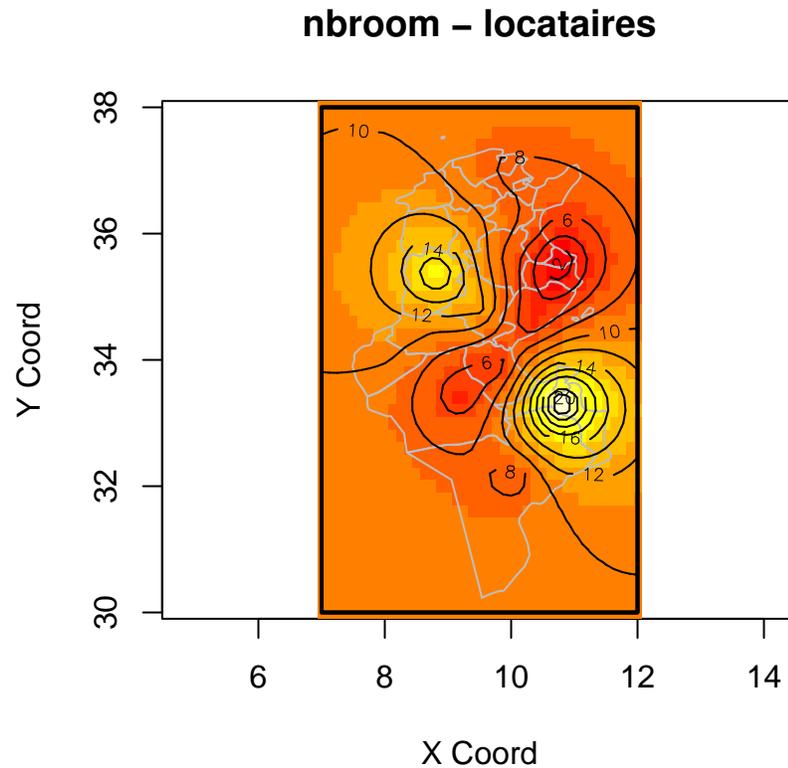


FIG. 5. Prix d'une chambre supplémentaire en % de la valeur moyenne des services du logement - Locataires

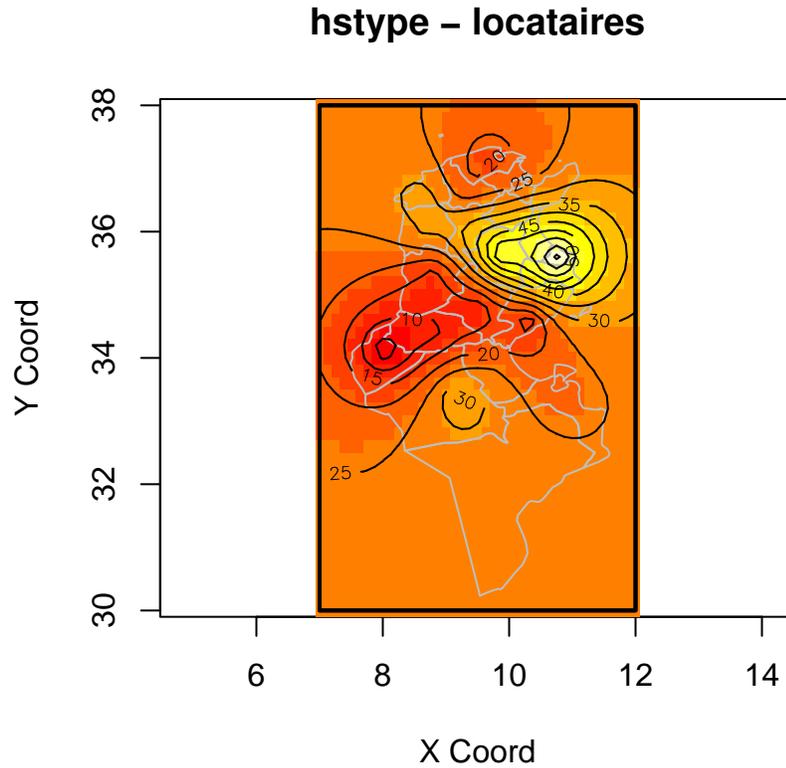


FIG. 6. Disposition à payer pour un logement moderne relativement à un logement traditionnel en % de la valeur moyenne des services du logement - Locataires

La disposition à payer des ménages locataires en contre partie de l'amélioration du bien-être de leurs voisins est la plus élevée aux régions côtières. Elle est et de moins en moins importante à l'intérieur du pays. Les prix marginaux les moins élevés sont observés au sud tunisien. Il est à noter que les locataires sont prêts à payer plus que les propriétaires en contre partie de l'amélioration du niveau de vie des voisins.

Les coefficients de détermination locaux montrent que le pouvoir explicatif du modèle est plus important au sud qu'au nord. Ceci est comparable au marché de propriété.

En somme, le comportement des ménages locataires en matière de consommation des caractéristiques du logement retenues dans l'analyse est similaire à celui des ménages propriétaires. Les préférences des ménages locataires suivent une tendance spatiale proche de celle des ménages propriétaires. Toutefois, indépendamment du mode d'occupation

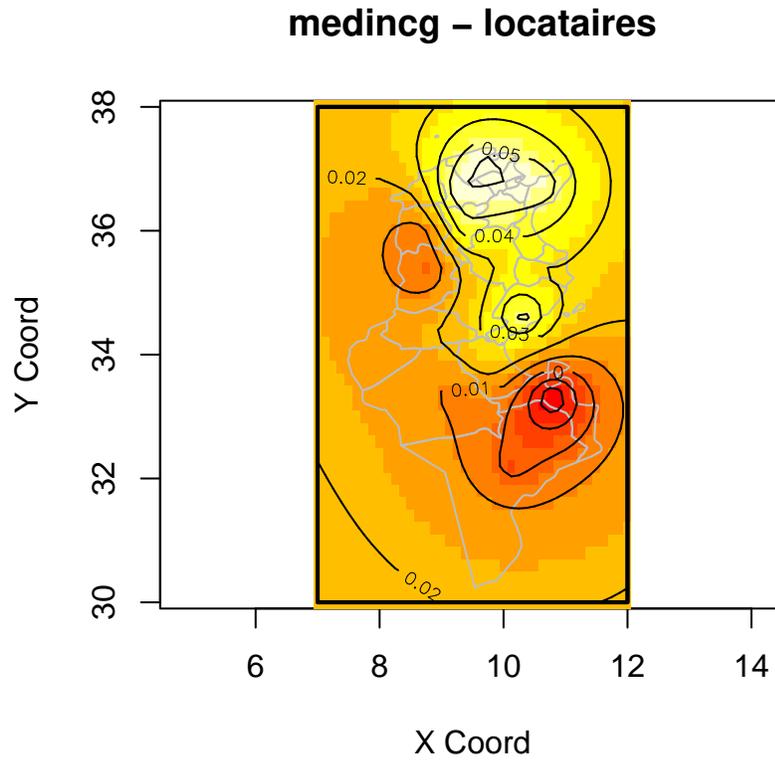


FIG. 7. Disposition à payer pour une amélioration du revenu médian des voisins - Locataires

des logements, les préférences des ménages présentent une variabilité spatiale à travers les régions tunisiennes. La tendance est régulière dans la plupart des cas. Autrement dit, 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 la variabilité 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 (10) et (11). Ces indices sont séparément calculés pour les deux marchés et sont représentés dans les graphiques 9 et 10. 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

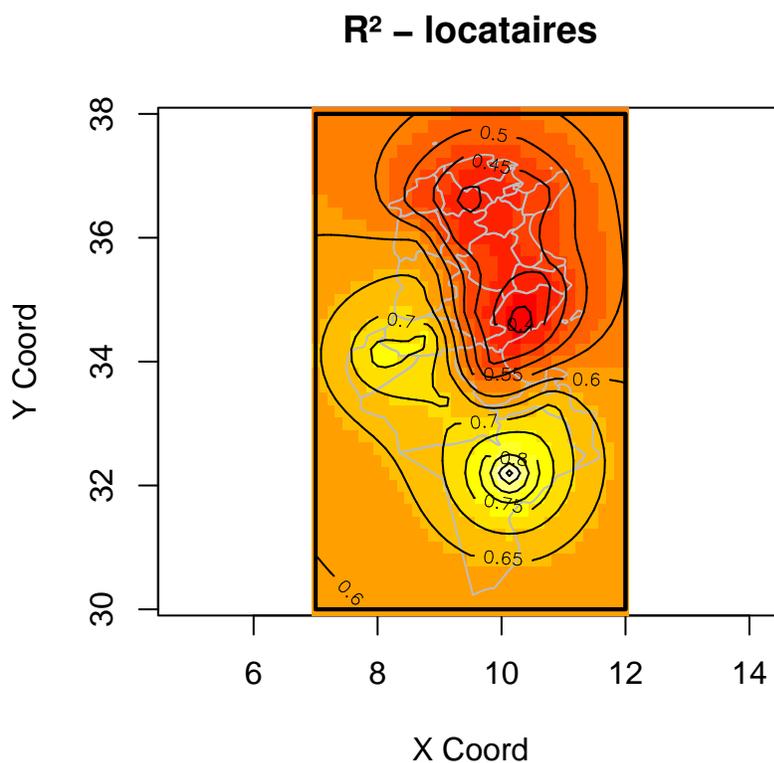


FIG. 8. Le coefficient de détermination - Locataires

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 entre le marché de propriété et le marché locatif à travers les régions tunisiennes²⁸.

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 la l'importance

²⁸Voir le tableau annexe 15.

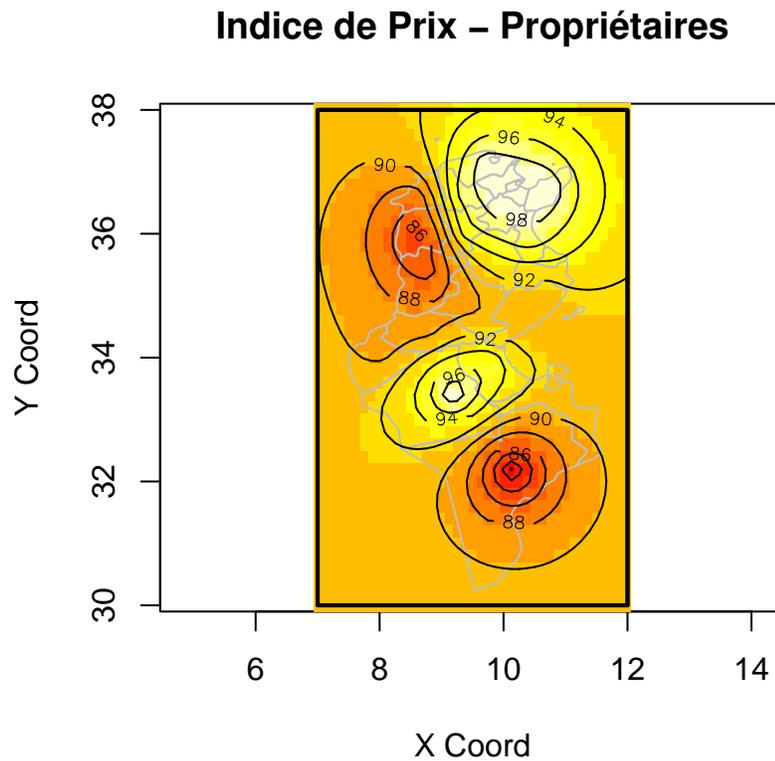


FIG. 9. Indice de prix du logement- Marché de propriété (base 100-Tunis)

des dépenses annuelles du logement, notamment les loyers implicites et les charges²⁹. 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. Comme le montre le graphique 10, ces indices 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 provocatrice de la hausse des prix des services du logement.

5.4. Les implications de l'analyse hédonique en terme de la fiscalité locale. Bien que les variables retenues dans l'analyse des prix

²⁹Voir INS (1993) page 76.

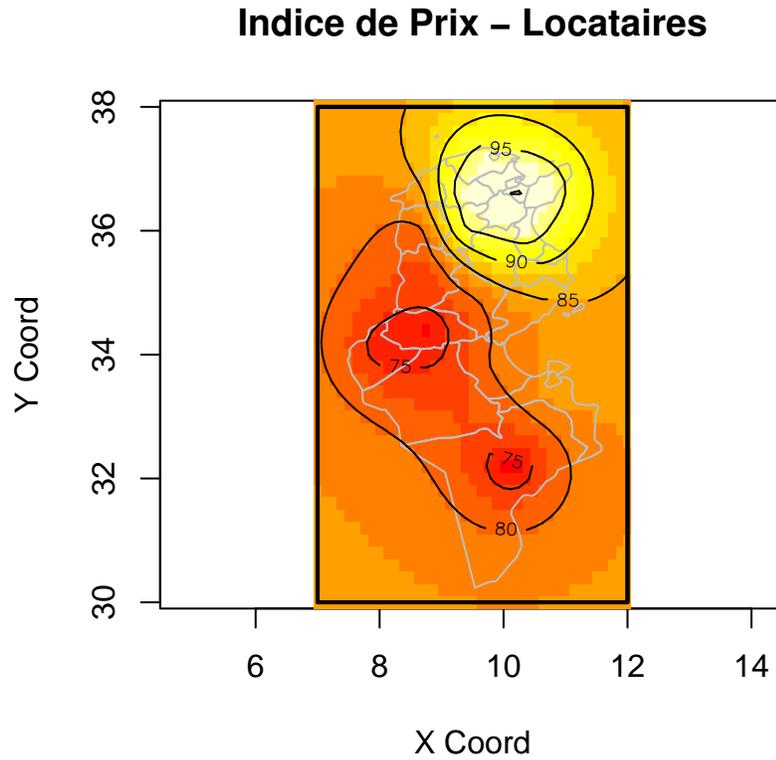


FIG. 10. Indice de prix du logement- Marché locatif (base 100-Tunis)

hédoniques des caractéristiques de logement ne permettent pas de dégager des conclusions précises, il est utile d'exposer l'importance de la méthode hédonique en matière de politiques de logement dans le cadre tunisien. En effet, la méthode hédonique permet, entre autres, d'évaluer les préférences des ménages quant aux services de base et à la qualité du voisinage. Ces caractéristiques sont ainsi capitalisées dans la valeur du logement. Les politiques de logement engagées par les autorités tunisiennes visent en premier lieu l'amélioration des conditions de l'habitat des ménages à travers différentes sortes de subventions au logement (FOPROLOS) et l'amélioration de la qualité du voisinage urbain (FNAH, PNRQP, etc.). Ces mesures ont permis une amélioration des conditions de l'habitat notamment en milieu urbain et, en conséquences, une valorisation du capital résidentiel.

La spécificité de la fiscalité immobilière en Tunisie rend l'analyse hédonique particulièrement importante. Nous nous intéressons essentiellement à la politique fiscale en matière de l'habitat. Nous essayons à cet égard de juger la validité de la réforme fiscale de 1997 à la lumière des outils de l'approche hédonique que nous avons développé tout au long de ce travail.

Le Code de la Fiscalité Locale (CFL) de 1997 constitue la première réforme de la fiscalité immobilière. Il vient d'instituer la Taxe sur les Immeubles Bâties (TIB) en remplacement de la Taxe sur la Valeur Locative du logement (TVL)³⁰. L'une des raisons à cette réforme est que la taxe sur la valeur locative ne répond pas au principe constitutionnel de *l'égalité devant l'impôt*. En fait, avant 1997, la TVL est perçue par les collectivités locales sur la base de plusieurs critères, tels que le nombre de chambres, la surface couverte, le loyer fixé par le contrat de location, la localisation du logement, etc. D'autant plus que ces critères ne soient pas uniformément appliqués par toutes les collectivités locales.

La TIB est due sur les logements anciens et ceux nouvellement construits situés dans les zones relevant des collectivités locales. La formule adoptée se base sur un prix de référence du mètre carré couvert dont l'intervalle de variation est fixé par un décret présidentiel. Le CFL définit quatre intervalles de prix de référence actualisables chaque trois ans. Ces intervalles varient selon des tranches de la surface couverte auxquelles appartient le logement. La TIB dépend aussi du nombre de services locaux existants à proximité du logement. Le montant de la taxe due se calcule selon la formule suivante :

$$(13) \quad T = (0.02P_{ref} \times S)(\tau + 0.04)$$

Avec $(0.02P_{ref} \times S)$ l'assiette de la taxe qui est le produit de la surface couverte S et de 2% du prix de référence du mètre carré couvert P_{ref} . Le taux de la taxe, τ , est augmenté d'une contribution au FNAH égale à 4% de l'assiette de la taxe. Ce taux est de 8% si le logement bénéficie d'un ou deux services locaux. Il augmente de 2% pour chaque palier de deux services supplémentaires et atteint un maximum de 14%³¹.

Concernant la TVL appliquée en Tunisie avant 1997, l'assiette de la taxe est définie comme étant le loyer effectif si le logement est loué et comme un loyer implicite sinon. Le problème se pose au niveau de

³⁰Voir les articles 4 et 38 du CFL.

³¹Les services locaux sont relatives principalement au nettoyage, à l'éclairage public, aux chaussées goudronnées, au dallage des trottoirs, à l'évacuation des eaux usées et à l'évacuation des eaux pluviales

l'évaluation de l'équivalent locatif d'un logement occupé par un propriétaire. Adopter des critères arbitraires qui ne relèvent pas de la valeur marchande des services du logement rend la taxe subjective et inéquitable. Pour surmonter ce problème, une estimation des prix hédoniques des caractéristiques du logement qui intègre la variabilité spatiale des coefficients hédoniques permet une évaluation de la valeur locative du logement selon ses caractéristiques dans les différentes communes. Il s'agit d'estimer les prix marginaux des caractéristiques du logement dans le marché locatif de chaque commune et d'utiliser ces prix pour évaluer les loyers implicites des logements de propriété en fonction des caractéristiques de chaque logement y compris celles du voisinage.

À propos de la TIB, elle soulève deux questions. La première concerne le critère de détermination des intervalles des prix de référence du mètre carré couvert. Selon le CFL, ces intervalles correspondent à des paliers de la surface couverte. Cependant, des logements de mêmes surfaces ne sont pas nécessairement de mêmes qualités et n'offrent pas, par conséquent, les mêmes services de logement à leurs occupants. En fait, une marge de liberté est accordée aux conseils municipaux pour fixer le prix de référence en fonction de la qualité des services locaux tout en restant dans l'intervalle fixé³². Le CFL n'apporte aucune indication sur les critères de fixation de ces intervalles. Autrement dit, s'ils sont fixés sur la base du coût de construction ou par références aux prix du marché du m^2 . Comme dans le cas de la TVL, l'approche hédonique peut déterminer le prix marginal d'un m^2 couvert du logement en intégrant la surface couverte dans les caractéristiques du logement et la TIB sera ainsi proche de la TVL.

La deuxième question découle de la structure du taux de la TIB. Comme ce taux dépend du nombre de services offerts par les collectivités locales, il est apparemment progressif. La progressivité résulte du fait que les ménages qui bénéficient de plus de services locaux paient plus de taxes et vice-versa. En réalité, cette progressivité provient essentiellement du nombre de services locaux offerts et non de la qualité du logement. En effet, deux logements de caractéristiques structurelles différentes, ayant la même surface couverte et situés dans le même quartier sont identiquement taxés. La progressivité n'est donc pas évidente et la TIB n'est pas nécessairement équitable, à moins que la mixité sociale ne soit pas vérifiée dans les différentes communes.

En reprenant les résultats du modèle GWR et en supposant que le revenu médian par grappe (*medincg*) est un *proxy* de la qualité du

³²Voir l'article 5 du CFL.

voisinage immédiat du logement, les résultats montrent que les ménages sont prêts à payer plus pour la qualité du voisinage. De ce fait, selon l'approche hédonique, considérer les services locaux comme des caractéristiques du voisinage du logement permet de déterminer un prix hédonique de référence du m^2 couvert en tenant compte de toutes les caractéristiques du logement. La progressivité de la TIB sera vérifiée en imposant des taux progressifs par paliers du prix hédonique de référence du m^2 couvert.

En conclusion, si les autorités fiscales en Tunisie désirent instituer des taxes locales progressives et équitables, il serait préférable de fixer l'assiette fiscale sur la base de la valeur locative du logement ou du m^2 couvert et de proposer des taux progressifs en fonction de différents paliers des valeurs locatives.

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 ont des préférences pour plus d'espace, préfèrent les logements modernes et que la qualité du voisinage se trouve 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, MA : Harvard University Press.
- [2] Bartik, T. J. (1987) : "The estimation of demand parameters in hedonic price models", *Journal of Political Economy*, 95, 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*, 16, 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*, 9 : 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 45^{ième} Congrès de l'Association Européenne de la Science Régionale. Amsterdam, 23-27 Août.
- [6] Bourassa, S., Hoesli, M. et Sun, J. (2006) : "A simple alternative house price index method", *Journal of Housing Economics* 15, pp : 80-97.
- [7] Brunson, C., Fotheringham, S. et Charlton, M. (1996) : "Geographically weighted regression : A method for exploring spatial non-stationarity", *Geographical Analysis* 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] Cavailles, 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 22^{ème} Journée de Microéconomie Appliquée. Hammamet, Tunisie.
- [14] Colwell, P. F. et Dillmore, 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.

Test H_0	LL contraint	LR χ^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

6.0.1. *Test du rapport de vraisemblance des valeurs de λ .*

TAB. 7. Estimation des prix hédoniques - Propriétaires

Variable	Coefficient	(Ec. Type)
nbroom	70.566**	(6.937)
hstype	108.666**	(15.595)
medincg	0.019**	(0.003)
constante	77.075**	(18.848)
<hr/>		
N	380	
R ²	0.599	
F _(3,376)	186.979**	
<hr/>		
Significativité : † : 10% * : 5% ** : 1%		

6.0.2. *Résultats du modèle GWR pour les propriétaires.*

TAB. 8. Coefficients estimés du modèle GWR - 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

6.0.3. Résultats du modèle GWR pour les locataires.

TAB. 9. Ecart types des coefficients, R^2 et résidus du modèle GWR - 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

6.0.4. *Indices des prix des services du logement.*

TAB. 10. Pseudo-test GWR - 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	-0.6673614	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. Estimation des prix hédoniques - Locataires

Variable	Coefficient	(Ec. Type)
nbroom	36.290*	(18.130)
hstype	146.900**	(34.910)
medincg	0.055**	(0.008)
Intercept	129.800**	(48.480)
<hr/>		
N	217	
R ²	0.366	
F _(3,213)	40.950**	
<hr/>		
Significativité : † : 10% * : 5% ** : 1%		

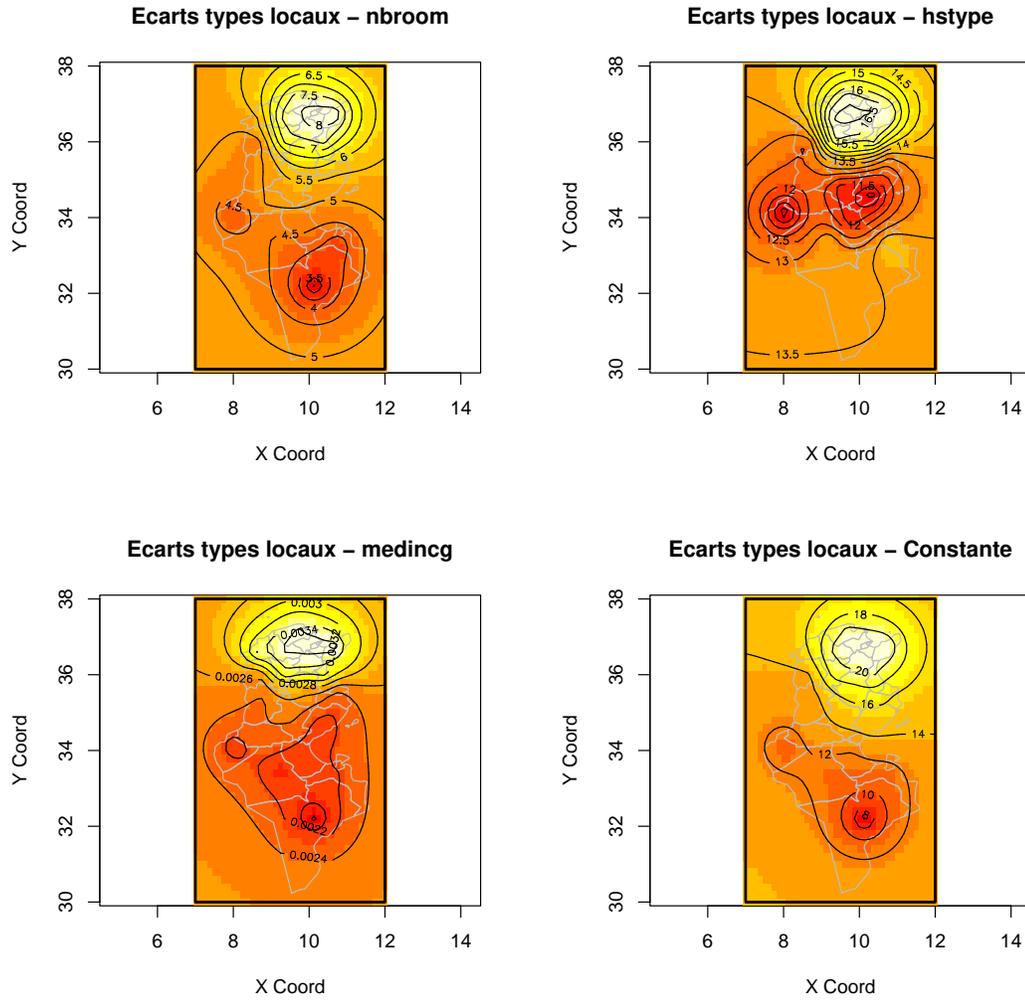


FIG. 11. Écart types des paramètres pour les propriétaires

TAB. 12. Coefficients estimés du modèle GWR - 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. 13. Écarts types des coefficients, R^2 et résidus du modèle GWR - 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. 14. Pseudo-test GWR - 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

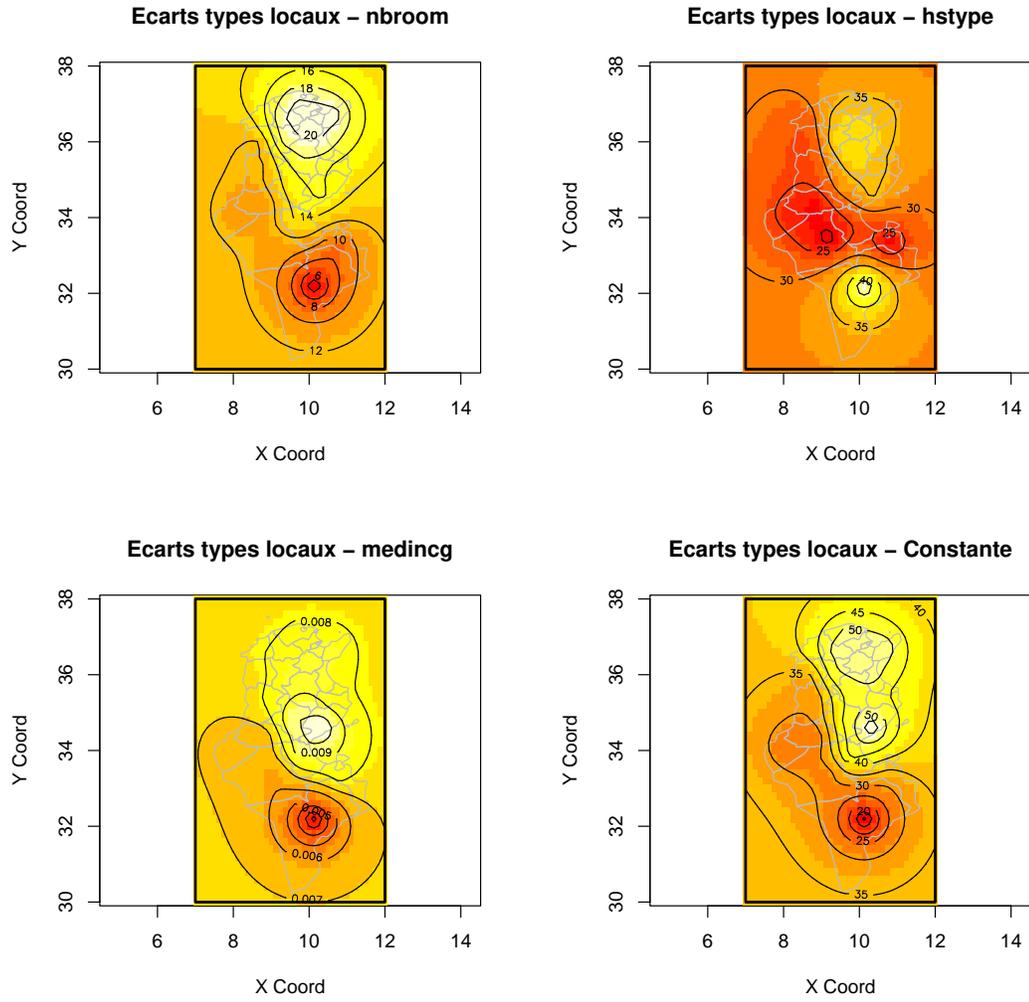


FIG. 12. Écart types des paramètres pour les locataires

TAB. 15. 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
Tot	92.84999	113.6341