



**HAL**  
open science

## Le prix hédoniste du climat en France

Jean Cavailhès, Daniel Joly, Mohamed Hilal, Thierry Brossard, Hervé Cardot,  
Pierre Wavresky

► **To cite this version:**

Jean Cavailhès, Daniel Joly, Mohamed Hilal, Thierry Brossard, Hervé Cardot, et al. Le prix hédoniste du climat en France. Premières rencontres du logement, Oct 2006, Marseille, France. [[http://thema.univ-fcomte.fr/paysage-eco/rap-pdf/Prix\\_climat\\_Marseille\\_oct2006.pdf](http://thema.univ-fcomte.fr/paysage-eco/rap-pdf/Prix_climat_Marseille_oct2006.pdf)] 22. hal-00762411

**HAL Id: hal-00762411**

**<https://hal.science/hal-00762411v1>**

Submitted on 20 Dec 2012

**HAL** is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.

# Le prix hédoniste du climat en France

Jean Cavailhès<sup>α</sup>, Daniel Joly<sup>β</sup>, Mohamed Hilal<sup>α</sup>, Thierry Brossard<sup>β</sup>, Hervé Cardot<sup>α</sup>, Pierre Wavresky<sup>α</sup>

Mai 2006

## Résumé

Nous étudions le prix hédoniste d'attributs climatiques à travers leur capitalisation dans le loyer ou le prix d'achat d'un logement, ainsi que dans le salaire. Une base de données a été constituée pour l'ensemble de la France par interpolation des données climatiques de Météo France. Ces variables sont intégrées dans des modèles de prix hédoniste estimés à partir des enquêtes *Logement* de l'INSEE (1988 à 2002). Les résultats donnent les prix hédonistes d'attributs intrinsèques du logement, de la localisation dans le système urbain et des variables climatiques. Pour ces dernières, des prix très significatifs sont obtenus, en particulier pour la température en été (positif pour la moyenne, négatif pour les journées très chaudes), la pluviométrie et le brouillard en hiver (négatif). La méthode d'indices de qualité de la vie permet de montrer que le climat influence fortement le prix des logements, et de présenter des cartes de son prix.

## Introduction

Les biens non marchands sont l'objet d'une attention croissante de la part des pouvoirs publics, ce qui explique le développement de travaux de recherche qui leur sont consacrés. Le climat, qui est un bien public pur, relève de cette logique. On distingue trois grandes familles de méthodes économiques permettant de les évaluer : celle des préférences révélées, des préférences déclarées et du coût de reconstitution du bien. Nous retenons ici la première et, plus particulièrement, la méthode des prix hédonistes qui permet de décomposer le prix global d'un bien, comme un logement, pour obtenir le prix de chacun de ses attributs, en particulier celui des attributs liés à la localisation, comme le climat auquel on s'intéresse ici.<sup>1</sup>

## 1. La méthode des prix hédonistes appliquée au climat

### 1.1. La capitalisation d'aménités dans le salaire et/ou le prix du logement

Résumons les fondements théoriques de cette méthode (Rosen, 1974) lorsqu'elle est appliquée au logement. Un ménage  $j$  présente des caractéristiques  $\alpha_j$  (caractéristiques démographiques, statut socioprofessionnel, niveau culturel, etc.). Ce ménage maximise une fonction d'utilité  $U$  dont on suppose, pour simplifier, qu'elle est constituée d'un logement  $H$ , lui-même composé d'un ensemble de caractéristiques  $x_i$  :  $H=H(x_1, \dots, x_i)$  et d'un ensemble regroupant tous les autres biens en un « bien composite »  $Z$ . La fonction d'utilité  $U$  s'écrit :  $U = U(Z, H, x_j)$ . Le ménage  $j$  fait face à une contrainte budgétaire :  $W_j = P(H) + p_z Z$ , où  $W_j$  est le revenu,  $p_z$  le prix de  $Z$  et  $P(H)$  le prix du logement.

---

<sup>β</sup> ThéMA-CNRS, Besançon

<sup>α</sup> UMR CESAER INRA-ENESAD, Dijon

<sup>1</sup> Cette recherche a bénéficié d'un financement de la Direction Générale de l'Urbanisme, de l'Habitat et de la Construction (DGHUC), ministère de l'Emploi, du Travail et de la Cohésion Sociale.

Les conditions du premier ordre du programme microéconomique donnent le prix hédoniste  $p_i$  de la caractéristique  $x_i$  du logement  $H$ , est égal à la dérivée du prix du logement  $P(H)$  par rapport à cette caractéristique :

$$\frac{\partial}{\partial x_i} P(H) = p_i \quad (1)$$

Des applications ont débuté au cours des années 1970 pour estimer le prix hédoniste d'attributs du logement (Witte *et alii*, 1979) ou du salaire (Rosen, 1979). Roback (1982) critique ces premières approches d'un point de vue théorique ; d'autres critiques ont aussi été faites sur le plan économétrique, qui nous n'examinons pas ici<sup>2</sup>. Elle fait remarquer que ces travaux ne s'intéressent qu'au travailleur/consommateur et pas aux firmes. Or, s'il faut compenser des caractéristiques de certains lieux par des salaires inférieurs ou supérieurs à ceux d'autres localisations, les firmes doivent être à même de payer leurs travailleurs à ce niveau de salaire tout en restant compétitives sur les marchés. L'équilibre doit donc se réaliser simultanément sur deux marchés, le marché foncier et le marché du travail. Le prix hédoniste d'un attribut doit être égal, d'un côté, à sa valeur marginale pour le consommateur et, de l'autre, à son coût marginal pour la firme.

Roback (1982) présente un modèle d'équilibre des deux marchés où aménités locales (elle cite l'exemple de fortes tempêtes de neige) sont susceptibles d'affecter la productivité des firmes. La fonction d'utilité indirecte du consommateur,  $V$ , dépend du salaire  $w$ , de la rente foncière  $r$  et d'une aménité  $s$  donnée ; la fonction de coût unitaire des firmes,  $C$ , dépend des mêmes attributs :  $V(w, r, s) = \bar{V}$   $C(w, r, s) = 1$ . Ces deux équations déterminent  $w$  et  $r$  pour un niveau donné d'utilité  $\bar{V}$  et une quantité exogène  $s$  d'aménité.

## 1.2. Les travaux sur le prix hédoniste du climat

L'usage de cette méthode pour estimer le prix hédoniste du climat est ancien, puisque, à notre connaissance, il remonte à l'article de Hoch et Drake (1974). Les travaux de Cragg et Kahn ont particulièrement marqué le domaine (1997 ; 1999) et, depuis peu, ils se développent en Europe, bien qu'aucun d'entre eux ne concerne spécifiquement la France. Dans d'autres travaux, les attributs climatiques sont des variables, retenues parmi d'autres, pour mesurer la qualité de la vie (Henderson, 1982). Depuis quelques années, le débat sur le changement climatique global conduit à analyser les effets sur le bien-être des variables climatiques à l'échelle de la planète (Maddison, 2003 ; Rehdanz et Maddison, 2005).

Le rôle du climat dans les migrations a également une longue histoire, à laquelle le nom de Graves est attaché (Graves, 1976 ; 1980 ; Graves et Linneman, 1979). Pour l'Europe, Cheshire et Magrini (2006) montrent le rôle du climat sur la croissance de la population urbaine des pays européens entre 1980 et 2000.

Retenons de ces travaux, tout d'abord, que si la capitalisation des attributs climatiques dans les salaires a été souvent privilégiée, celle dans les valeurs immobilières doit également être aussi prise en compte et qu'elle semble jouer un rôle croissant au fil du temps. En ce qui concerne les résultats obtenus aux Etats-Unis, notons que les températures hivernales et estivales (Janvier ou Février, Juillet) ont des prix hédonistes significativement non nuls (positifs pour l'hiver, négatifs pour l'été) dans la plupart des travaux, de même que, en général, les précipitations, la vitesse du vent et l'ensoleillement. Ces prix représentent une fraction non négligeable du revenu : de l'ordre de 2 à 3% du salaire, ou plusieurs milliers de dollars, pour une variation d'un écart-type d'une de ces variables climatiques.

<sup>2</sup> Sur cette question, voir en particulier : Brown et Rosen, 1982 ; Epple, 1987 ; Follain et Jimenez, 1985 ; Freeman, 1979.

Les travaux réalisés en Europe sont peu nombreux. Maddison et Bigano (2003) ont analysé le prix du climat en Italie et ils concluent que les températures de Juillet et les précipitations de Janvier ont un effet négatif sur le bien-être. Le nombre de jours de ciel clair a un effet significatif à Milan. Maddison (2001) a estimé qu'en Grande-Bretagne les moyennes annuelles de température et de précipitation sont significatives dans une fonction de prix du logement. Le faible nombre de travaux réalisés en Europe, et leur absence complète pour la France nous ont amené à réaliser une étude spécifique de cette question.

## **2. Les bases de données**

### **2.1. Interpolation des variables climatiques**

Nous avons utilisé les données climatiques qui sont collectées par Météo-France sur l'ensemble du territoire français, qui sont ensuite filtrées (correction des données « aberrantes ») et archivées, permettant le calcul de « normales » sur la base des enregistrements effectués sur 31 années consécutives (1970-2000).

Nous avons sélectionné 8 descripteurs climatiques, qui sont le cumul des précipitations, le nombre de jours de précipitation, la température moyenne, le nombre de jours avec une température supérieure à 30°C, le nombre de jours avec une température inférieure à -5°C, le nombre de jours de brouillard, la durée de l'ensoleillement et la vitesse moyenne du vent. La valeur de chacun d'entre eux est fournie sous la forme d'une moyenne mensuelle calculée à partir de deux mois d'été (juillet et août), et de deux mois d'hiver (janvier et février).

Le réseau géré par Météo-France est composé de stations ponctuelles dont le nombre varie selon les descripteurs (le cumul des précipitations est renseigné en 3165 stations ; le nombre de jours de brouillard en 103 seulement). En vue d'obtenir des valeurs couvrant l'ensemble du territoire et avec des champs continus et comparables, nous avons procédé par interpolation. Un grand nombre de méthodes d'interpolation ont été mises au point qui peuvent être regroupées en trois principales catégories : les interpolations gravitaires (Eckstein, 1989), parfois résolues par des splines (Laslett, 1994), les interpolations géostatistiques (Courault et Monestiez, 1999 ; Laslett, 1994 ; Wilmott et Robeson, 1995) et les interpolations statistiques. Plusieurs études comparatives montrent que les interpolations statistiques fournissent de meilleurs résultats que les deux autres méthodes d'interpolation (Collins et Bolstad, 2000). C'est pourquoi nous avons eu recours à une procédure d'interpolation spatiale statistique (Joly *et al.*, 2003) qui analyse successivement les composantes locale et régionale de la variation spatiale des descripteurs climatologiques (Sanders et Durand-Dastès, 1985). Les tendances régionales sont analysées par un modèle polynomial tandis que la composante locale a recours aux variables qui, décrivant l'environnement proche des postes météorologiques, sont gérées par un système d'information géographique (SIG).

Pour constituer la base de données, nous avons travaillé à partir de deux sources majeures gérées par SIG : une image satellite, qui provient de la base de données européenne Corine Land Cover, et un modèle numérique de terrain (MNT). L'une et l'autre sont au format raster, à 500 m de résolution. Plusieurs variables ont été tirées de ces sources : tout d'abord, un indice de végétation, des distances à la ville, à la forêt et à la mer la plus proche. Ensuite, par les procédures de calcul appropriées (Zevenbergen et Thorne, 1987), on a dérivé du MNT, outre l'altitude, la pente et l'orientation des versants (Benichou et Lebreton, 1986), la rugosité topographique qui est un indicateur des irrégularités de relief, la distance à la crête la plus proche et celle au thalweg le plus proche, un indice d'encaissement topographique, le rayonnement global théorique qui est calculé pour le solstice d'été (21 juin) en tenant compte

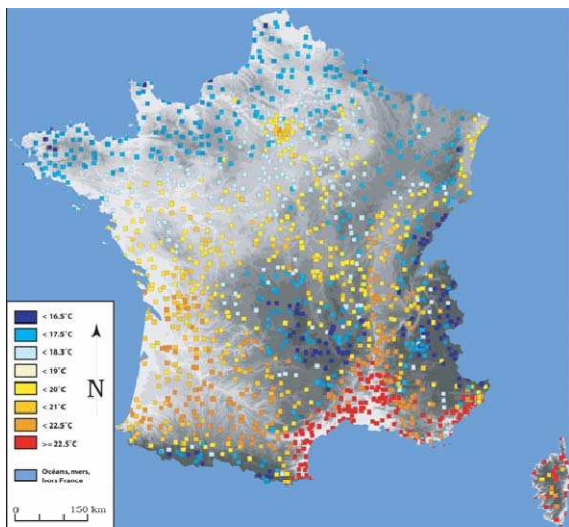
des masques topographiques. Au total, la base ainsi constituée et gérée par SIG, comporte 4 couches dérivées de Corine Land Cover et 8 dérivées du MNT.

Ces différentes couches d'information géographique ont été statistiquement testées pour expliquer la variation spatiale des descripteurs climatiques. Pour arriver à une restitution correcte des champs spatiaux, on a procédé en deux étapes de manière à différencier variation locale et variation générale, exprimant des tendances à l'échelle de la zone d'étude (Fury et Joly, 1995 ; Joly *et al.*, 1994). L'analyse est effectuée par modèle polynomial d'ordre 2 et les régressions sont calculées selon la méthode des moindres carrés ordinaires.

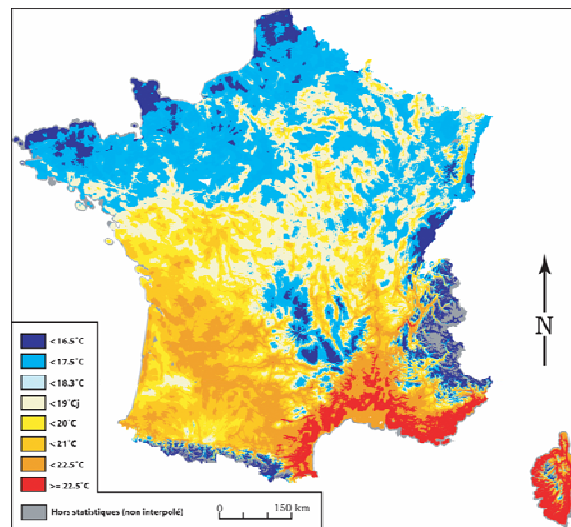
Il faut noter que les interpolations constituées à partir d'un faible nombre de stations renseignées (nombre de jours de brouillard, vitesse du vent, insolation) présentent des variations locales peu sûres. Seules les cartes de précipitation et de température, construites par une interpolation portant sur un grand nombre de stations, sont statistiquement fiables, tant au point de vue des tendances que des variations locales.

A titre d'exemple, la Figure 1 et la Figure 2 montrent les données observées par Météo France et la carte obtenue pour la température mensuelle moyenne en été après interpolation.

### Température moyenne en été



**Figure 1**  
**Observations (Météo France)**



**Figure 2**  
**Interpolations**

## 2.2. Données économiques

Les données économiques proviennent essentiellement des enquêtes *Logement* réalisées par l'Institut national de la statistique et des études économiques (INSEE) en 1988, 1992, 1996 et 2002, qui ont été empilées pour accroître le nombre d'observations. Elles ont été mises à notre disposition après que les données aient été rendues anonymes par la suppression des variables de localisation géographique. Pour permettre l'étude des aspects qui nous intéressent, d'autres variables ont été introduites dans ces enquêtes, par appariement<sup>3</sup>.

**L'équation de salaire.** Pour estimer une équation de salaire, nous utilisons les données sur le revenu individuel des membres des ménages de l'enquête *Logement* de 2002. En nous

<sup>3</sup> Nous remercions Alain Jacquot, chef de la Division *Logement*, pour avoir préparé une convention avec l'Inra. Nous remercions également Anne Laferrère pour avoir préparé une convention antérieure lorsqu'elle était chef de la Division *Logement*.

limitant aux personnes dont le revenu est un salaire fixé sur le marché du travail et en excluant quelques salaires extrêmes (moins de 1000 et plus de 150 000 euros par an), l'échantillon est constitué de 20 243 observations. La variable endogène est le logarithme du salaire annuel perçu durant les 12 mois précédant l'enquête. Les variables explicatives disponibles dans les données individuelles de l'enquête *Logement* de 2002 sont l'âge de l'individu, son genre, sa catégorie socioprofessionnelle, le taux d'activité, le type de contrat de travail, le diplôme obtenu le plus élevé, la nationalité et le pays de naissance.

**Les équations de valeurs immobilières.** Deux équations de valeurs immobilières ont été estimées séparément, selon que la variable expliquée, après une transformation logarithmique, est le loyer ou le prix d'acquisition du logement. Les logements sont des maisons individuelles ou des appartements, dont les attributs sont différents. Nous avons réuni les deux segments dans une seule équation, en introduisant des variables d'interaction quand c'était justifié. Il est ainsi possible de contraindre certains paramètres à avoir la même valeur, par exemple lorsque la théorie économique le commande et, dans d'autres cas, à permettre des valeurs différentes des paramètres.

Nous raisonnons sur les ménages emménagés récents, c'est-à-dire ceux présents dans un logement depuis moins de quatre ans au moment où l'enquête *Logement* a été réalisée, pour plusieurs raisons. Tout d'abord, le prix d'achat n'est renseigné que pour les acquisitions récentes. Mais surtout parce que, si nous avions pris en compte l'ensemble des locataires, nous aurions introduit un « biais de satisfaction » : les ménages qui sont satisfaits du rapport [(qualité, quantité) / prix] déménagent plus rarement que ceux qui n'en sont pas satisfaits. Celui-ci n'existe pas lorsqu'un logement passe sur le marché, les prix de marché des attributs et des localisations s'imposant aux acheteurs et vendeurs. Cette limitation réduit le nombre d'observations, ce que nous pallions en utilisant les enquêtes *Logement* réalisées en 1988, 1992, 1996 et 2002 et en empilant les observations. Après élimination d'observations excentrées ou pour lesquelles certaines variables ne sont pas renseignées, nous disposons ainsi de 10 682 observations pour les logements en propriété et de 11 623 pour ceux en location. Les données en valeur (loyer, prix d'achat, revenu moyen imposable des communes, etc.) ont été converties en euros constants 2002, en utilisant l'indice des prix du Produit intérieur brut (PIB) comme déflateur.

Les variables explicatives retenues sont : une variable indicatrice indiquant s'il s'agit d'une maison individuelle, l'année de l'enquête *Logement*, la surface habitable, en intervalles définis par les déciles et en distinguant les immeubles individuels et collectifs, la superficie du jardin attaché aux maisons individuelles, en intervalles définis par les déciles, l'équipement sanitaire (salles de bain, WC et cabinets de toilette), la taille des pièces principales, le type de chauffage, la présence de garage, parking, cave, véranda, cheminée(s), l'ancienneté de l'immeuble et la date d'arrivée dans l'immeuble de la personne de référence.

**Des variables spatiales** ont également été introduites dans l'une et/ou l'autre des équations : typologie en aires urbaines de l'Insee complétée par l'Inra pour l'espace à dominante rurale (découpage de 1999), distance au pôle urbain le plus proche par le réseau routier (en minutes), population, nombre d'emplois, densité de la population et des emplois de la commune de résidence, de la commune-centre, du pôle urbain et de l'aire urbaine d'appartenance pour l'espace à dominante urbaine (EDU), revenu imposable moyen des foyers fiscaux, catégories socioprofessionnelles, distance à la mer par le réseau routier (en minutes), présence d'équipements de loisirs, typologie des zones de montagne et défavorisées, et enfin, les variables climatiques présentées précédemment. De plus, pour l'équation de salaire, nous avons défini une variable de taille du marché égale au produit du revenu imposable de l'aire urbaine d'appartenance par le nombre de ménages de celle-ci.

### 3. Les modèles économétriques

Pour l'équation de salaire, nous avons retenu la forme classique d'une équation à la Mincer (1962) dans laquelle le logarithme du salaire est susceptible d'être expliqué par les attributs de l'individu (âge, diplôme, catégorie socioprofessionnelle, etc.), par des caractéristiques locales du marché du travail (taux de chômage, taille du marché, etc.), par diverses autres variables de contrôle et, enfin, par les variables climatiques d'intérêt.

Il peut y avoir des autocorrélations spatiales entre les résidus, dues à des variables omises partagées par toutes les observations appartenant à un même bassin d'emploi. Pour pallier ce problème, nous utilisons une grille de localisation qui partitionne l'espace national en 118 rectangles d'égale taille. Chaque observation est localisée à l'intérieur de l'une des cases de cette grille, appelée « groupe ». Ceci nous permet d'utiliser un modèle hiérarchique avec une ordonnée à l'origine qui est une variable aléatoire de groupe, qui capte les effets de variables omises partagées par les observations de ce même groupe.

Pour les équations de valeurs immobilières, nous avons utilisé le même modèle hiérarchique, les résultats montrant qu'il est préférable à une régression classique. Néanmoins, le niveau de groupe est moins pertinent en matière immobilière que pour l'équation salariale : il faudrait descendre à un niveau plus fin (la commune) pour capter d'autres variables omises (les données ne le permettent pas, la commune de résidence faisant partie des variables supprimées de la base de données pour respecter l'anonymat).

### 4. Résultats

Le Tableau 1 et le Tableau 2 donnent les résultats relatifs aux variables climatiques retenues dans les régressions de valeurs immobilières et de salaires, les résultats complets, qui sont brièvement commentés ci-après, étant renvoyés en annexe (Tableau 3 et Tableau 4).

**Tableau 1**  
**Résultats : valeurs immobilières (variables climatiques)**

	locataires paramètre	t	propriétaires paramètre	t
journées forte chaleur estivale (individuel sans jardin)	-0,01073	-2,9	-0,02331	-5,1
journées forte chaleur estivale (collectif)	-0,01596	-5,0	-0,02991	-7,3
journées forte chaleur estivale (individuel avec jardin)	-0,00828	-2,5	-0,01462	-4,4
journées forte chaleur estivale (EDR)	0,003872	1,4	0,004639	1,6
température moyenne en été	0,03577	4,4	0,03838	4,4
nombre de jours de pluie en hiver	0,003433	0,7	-0,01312	-2,4
jours de pluie en hiver (climat océanique)	-0,00645	-3,4	-0,00631	-3,3
jours de pluie en hiver (climat océanique frais)	-0,00328	-1,9	-0,00346	-2,0
jours de pluie en hiver (climat océanique dégradé, individuel)	0,00052	0,3	0,003484	2,2
jours de pluie en hiver (climat océanique dégradé, collectif)	0,00332	1,9	-0,00021	-0,1
nombre de jours de brouillard en hiver (1er décile)	0,03462	2,7	0,0515	3,5
nombre de jours de brouillard en hiver (9ème décile)	NS		-0,0292	-2,7
vitesse du vent en été (4ème quartile)	0,0254	2,6	0,03724	3,3
température en hiver * bâtiment construit avant 1914	0,01786	4,9	0,02587	4,4
température en hiver * bâtiment construit 1915-1948	0,02154	8,6	0,02783	7,3
température en hiver * bâtiment construit 1949-61	0,007543	3,7	0,01052	3,2
température en hiver * bâtiment neuf en 2002	0,002171	0,7	NS	
jours de forte chaleur "estivale" * bâtiment neuf en 2002	NS		-0,00997	-4,3
jours de forte chaleur "estivale" * bâtiment neuf en 1996	NS		-0,00422	-1,7
température en hiver * bâtiment neuf en 1992	0,0112	3,6	NS	
jours de forte chaleur "estivale" * bâtiment neuf en 1988	0,01369	3,2	NS	
4ème quartile jours de brouillard en hiver * logement mal chauffé	-0,0433	-2,4	-0,0658	-2,8
4ème quartile de jours de brouillard hiver * cheminée	NS		0,04077	2,8

Réf. : modalité de référence

NS : non significatif au seuil de 10 %

\* : interaction

**Tableau 2**  
**Résultats : équation de salaire (variables climatiques)**

	paramètre	t
Température moyenne en hiver (montagnes)	-0,01911	-2,8
Température moyenne en hiver (zone océanique)	-0,01328	-3,3
Température moyenne en hiver (zone méditerranéenne)	-0,00084	-0,2
Température moyenne en hiver (zone océanique douce)	-0,00856	-2,0
Température moyenne en hiver (zone océanique fraîche)	-0,00989	-2,0
Température moyenne en hiver (zone océanique dégradée)	-0,01369	-2,0
Température moyenne en hiver (zone semi-continentale)	-0,01225	-1,4
Température moyenne en été	0,1162	1,9
Température moyenne en été (carré)	-0,00294	-1,8

\* : interaction

#### 4.1. Les attributs du logement

Les maisons individuelles ont une valeur supérieure aux appartements de 1520 € annuels ( $\pm 564 \text{ €/an}^4$ ) pour les locataires (soit près de 30 % du loyer) et de 11310 € ( $\pm 15370 \text{ €}$ , valeur significative au seuil de 10 %) pour les propriétaires (10 % du prix d'acquisition) (cf. en annexe 2 le calcul des prix hédonistes à partir des paramètres estimés). Au point médian, le prix d'un mètre carré de surface habitable est de 103 € de loyer annuel (maisons individuelles ou appartements). Il est de 1110 € par mètre carré pour un acquéreur de maison individuelle et de 1700 € pour un propriétaire d'appartement. Ces valeurs peuvent être comparées à quelques autres obtenues par ailleurs pour la France. Cavailhès *et al.* (2006) obtiennent, pour la région dijonnaise, un prix hédoniste de 1372 €/m<sup>2</sup> (1,4 % du prix d'une maison). A partir de l'enquête *Logement* de 1996, Cavailhès (2005) obtient pour la France entière un prix moyen de 61 €/an/m<sup>2</sup> pour les locataires, soit 1,3 % du loyer annuel. Le prix d'un mètre carré de surface habitable est de 1,1 % du loyer pour Kazmierczak-Cousin (1999) et de 1,3 % pour Marchand et Skhiri (1995). Au total, les estimations que nous obtenons sont dans l'ensemble assez cohérentes avec celles qui viennent d'être citées.

Le prix du jardin, pour les maisons individuelles, montre un très fort gradient foncier selon la taille : les plus petits d'entre eux valent environ 300 €/m<sup>2</sup>/an (locataires) ou plus de 2500 € (propriétaires). Les prix unitaires tombent ensuite, respectivement, à 26 €/m<sup>2</sup>/an et 235 €/m<sup>2</sup> pour le cinquième décile (soit 220 ou 550 m<sup>2</sup>) et, pour le dernier décile, à 2,2 €/m<sup>2</sup>/an ou 34 €. La diminution du prix unitaire est voisine pour les locataires, pour lesquels elle est de -1,4 % (ajustement exponentiel), et pour les propriétaires pour lesquels elle est de -1,5 %.

L'effet de l'âge de l'immeuble sur le loyer ou le prix d'achat est stylisé, en longue période, par une parabole. Les valeurs minimales sont obtenues pour un immeuble construit il y a 70 à 80 ans environ pour les immeubles collectifs et sensiblement plus tôt pour les maisons individuelles (85 à 110 ans). Pour les propriétaires, l'effet de l'âge de l'immeuble sur le prix est plus marqué pour les appartements que pour les maisons individuelles : la courbure de la parabole est plus accentuée ; pour les locataires, les deux séries sont plus voisines. La remontée de la courbe, pour des immeubles ayant plus de 70 à 80 ans d'âge, peut s'expliquer par la qualité d'immeubles anciens.

Les autres attributs des logements qui ont des prix hédonistes significatifs sont les salles d'eau (une salle de bain ou un WC supplémentaire représente 9 % du loyer ou du prix d'une maison individuelle), les cheminées, vérandas, garage (qui représente de 3 à 5 % du prix d'achat ou du loyer et jusqu'à + 11 % pour les propriétaires de maison individuelle) et une

<sup>4</sup> Nous indiquons, pour certaines variables, l'intervalle de confiance à 95 %.



cave. Dans l'autre sens, un mauvais chauffage (i.e. absence de chauffage central ou équivalent) déprécie le logement d'environ 12 % (propriétaires) ou 9 % (locataires).

#### **4.2. La localisation dans le système urbain capitalisée dans la valeur immobilière**

Par rapport à une commune périurbaine, une localisation dans un pôle urbain se traduit par une augmentation du prix d'acquisition d'un logement de 8 %, l'écart étant de 6,9 % pour les communes multipolarisées et de 7 % pour les pôles ruraux. Pour les locataires, l'écart est sensiblement plus faible pour les pôles urbains (+ 2,7 %), alors qu'il reste sensiblement le même pour les pôles ruraux (+ 6,4 %) et les communes multipolarisées (+ 7,4 %). Le prix ou le loyer sont partout supérieur dans l'EDU à celui de l'EDR. Il augmente assez régulièrement avec la taille du pôle urbain, la situation de l'aire urbaine de Paris se distinguant par des valeurs particulièrement hautes : les indices sont autour de 140 (référence : EDR).

La valeur immobilière augmente aussi avec la population de la commune de résidence. En affectant l'indice 100 aux communes ayant de 10 000 à 20 000 habitants, les communes plus petites ont des logements sensiblement moins chers (indice 83 pour les locataires et 86 pour les propriétaires dans les communes de moins de 500 habitants), alors que les communes plus peuplées ont des prix supérieurs, qui atteignent l'indice 115 pour les locataires parisiens et 144 pour les propriétaires dans la capitale. Cet effet se multiplie à celui de la taille du pôle urbain pour les observations situées dans l'EDU. C'est ainsi que les propriétaires habitant Paris payent leur logement deux fois plus cher qu'un logement situé dans l'EDR, toutes choses égales d'ailleurs. La densité de population a également un effet positif sur le loyer et le prix du logement, très significatif sur le plan statistique : une augmentation de 1000 habitants par kilomètre carré fait augmenter le prix d'achat du logement de 2,2 % et le loyer de 1,1 %.

La distance au pôle d'emploi le plus proche n'a pas été retenue dans l'équation car elle est corrélée aux variables précédentes (position dans la typologie ZAUER, population du pôle urbain et de la commune, densité de population) et elle n'apporte dans d'information statistique supplémentaire. Il serait évidemment possible de la prendre en compte en supprimant l'une des autres variables de position dans le système urbain.

La richesse du voisinage est un attribut spatial important en économie urbaine. En examinant les quantiles de revenu imposable moyen des communes de résidence (la tranche 25-50 % étant prise comme référence), on montre, par exemple, qu'un propriétaire d'appartement paye son logement environ 7 % moins cher que la référence lorsqu'il habite une commune située en dessous du premier décile de la distribution et 35 % plus cher lorsqu'il habite une commune au-dessus de D9, soit un écart supérieur à 40 %. La situation est moins contrastée pour les autres segments du parc, mais les écarts restent importants. Cependant, ces effets sont assez faibles par rapport à ceux obtenus dans d'autres études, y compris en France (Cavailhès, 2005). Ceci tient à ce que nos estimations sont faites pour l'ensemble de la France, alors que les effets du voisinage se font surtout sentir à Paris et dans les grandes aires urbaines.

On montre également que les communes littorales induisent des plus-values immobilières de l'ordre de 7 à 8 %. La bande en retrait de quelques minutes du bord de mer connaît également des loyers ou des prix de maisons légèrement supérieurs à la moyenne nationale ; cet écart disparaît pour les communes plus éloignées. Parmi les équipements de loisirs ou sportifs testés, seuls les ports ressortent de façon significative. La valorisation des communes qui possèdent des pistes de ski est d'un montant comparable au bord de mer, mais les paramètres sont statistiquement moins significatifs.

### 4.3. La capitalisation des attributs dans le salaire

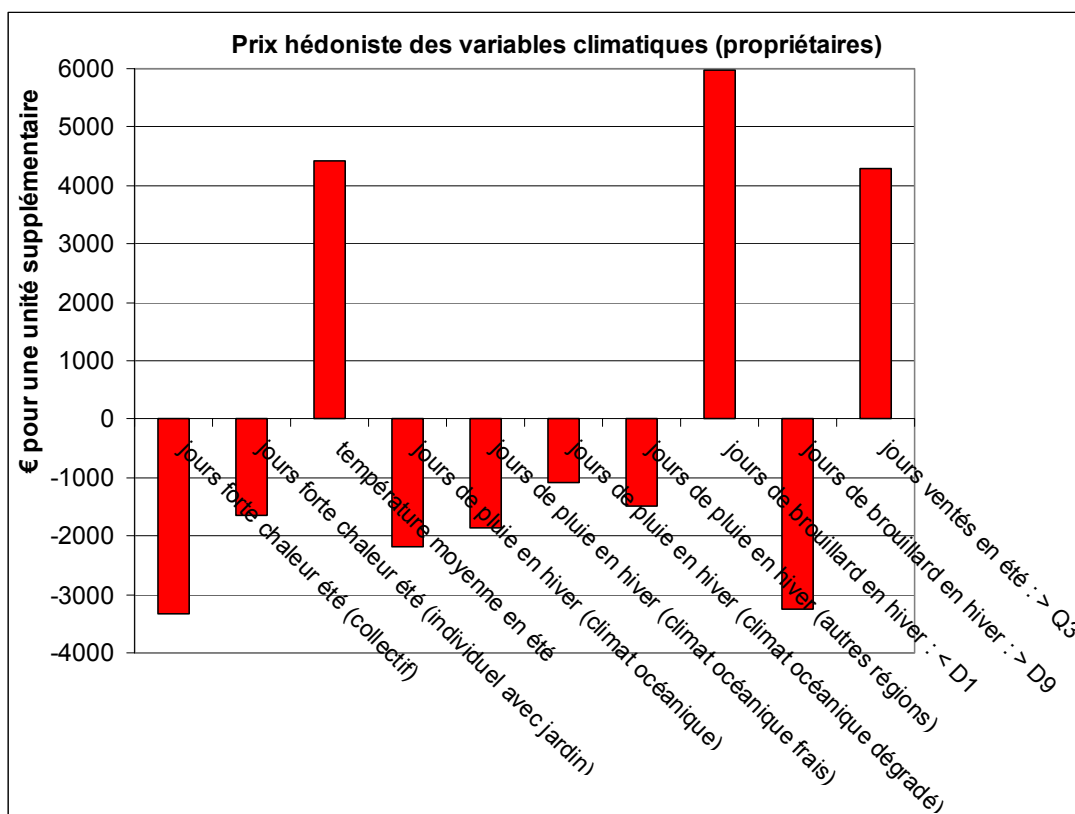
L'équation de salaire est plus simple à interpréter que celles portant sur les valeurs immobilières, tout d'abord parce que les variables sont moins nombreuses (les caractéristiques des travailleurs connues des employeurs sont moins nombreuses que les attributs d'un logement visibles par un ménage qui en fait la visite), et également parce qu'elles présentent moins de liaisons spatiales.

Les résultats sont conformes aux attentes : le salaire dépend fortement des caractéristiques du travailleur (catégorie socioprofessionnelle, âge, diplôme, nationalité) et du type de contrat. Les attributs spatiaux qui interviennent sont ceux qui caractérisent les bassins d'emploi, mais pas les communes (sauf exception) : taille du marché, ruralité. L'exception concerne le faible niveau de salaire des communes les plus pauvres, toutes choses égales par ailleurs.

### 4.4. Le prix hédoniste du climat

Des résultats synthétiques sont présentés dans la Figure 3 (propriétaires) et la Figure 4 (locataires). Ils indiquent le prix hédoniste d'une variation d'une unité des variables étudiées, qui est soit une journée (jour de pluie, de grande chaleur), un degré Celsius (température) ou enfin l'appartenance à un groupe défini par les quantiles.

Figure 3



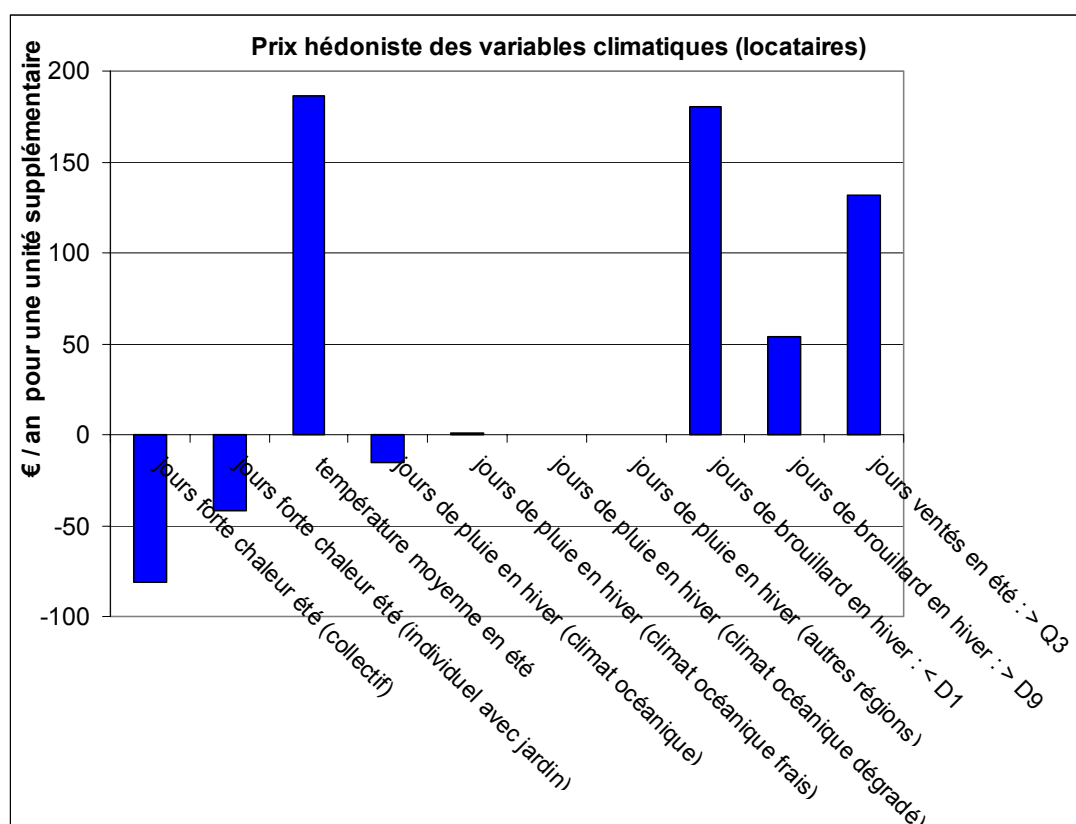
Source : INRA-CESAER, Dijon et CNRS-ThéMA, Besançon d'après INSEE - IGN - Météo France

La température moyenne en été est l'attribut climatique qui a le prix hédoniste le plus élevé. Un degré supplémentaire fait augmenter le loyer de 3,6 % et le prix d'achat d'un logement de 3,9 %, soit un prix hédoniste de  $185 \pm 90$  €/an pour un locataire et de  $4430 \pm 2060$  € pour un propriétaire. Lorsqu'on passe de D1 à D9 pour cette variable, le logement s'apprécie du sixième de sa valeur totale. La variation de prix ou de loyer est encore de 7,8 % (propriétaires) ou 7,2 % (locataires) entre Q1 et Q3.

Cependant, si les ménages valorisent les étés chauds, ils dévalorisent les journées très chaudes : chaque journée à plus de 30° en Juillet ou Août a un prix hédoniste négatif, qui est de l'ordre de - 42 €/an ( $\pm 33\text{€/an}$ ) à - 80 €/an ( $\pm 32$ ) €/an pour les locataires et de - 1640 € ( $\pm 740$ ) € à - 3330 € ( $\pm 900$ ) € pour les propriétaires. L'écart-type est de 3,5 jours de forte chaleur pour cette variable : son effet est donc considérable. Les jours de grande chaleur estivale font davantage baisser le prix d'un appartement que d'une maison avec jardin, et la baisse est plus sensible dans les villes qu'à la campagne. Par exemple, une journée chaude de plus en été diminue le prix d'achat d'une maison individuelle avec jardin de 1642 € et la baisse est de plus du double pour un appartement, qui s'achète 3333 € de moins.

Les inégalités face au climat n'opposent donc pas seulement les grandes régions françaises entre elles. D'autres facteurs d'inégalité existent à l'échelle du local (ville versus campagne) ou selon des types de logement (maison individuelle avec jardin versus appartement).

Figure 4



Source : INRA-CESAER, Dijon et CNRS-ThéMA, Besançon d'après INSEE - IGN - Météo France

On observe également sur la Figure 3 et la Figure 4 que la moins-value d'une journée pluvieuse supplémentaire en Janvier ou Février est comprise entre - 1470 € ( $\pm 1230$  €) et - 2180 € ( $\pm 1650$  €) selon les régions climatiques. Le brouillard est un attribut important, comme il est intuitif de le penser puisqu'il s'agit d'une variable facile à observer par un agent économique. Les logements des zones comptant moins de jours de brouillard en hiver que D1, qui sont donc ceux qui en comptent le moins, ont un loyer supérieur de 180 €/an ( $\pm 137$  €/an), soit + 3,5 % ( $\pm 2,7$  %), et un prix d'achat supérieur de 5980 € ( $\pm 3600$  €), soit + 5,3 % ( $\pm 3,2$  %). A l'autre extrême de la distribution, les logements des régions avec beaucoup de brouillard (plus que D9) subissent une décote de 3255 € ( $\pm 2375$  €) (propriétaires seulement). Les jours de grand vent en été ont également un effet sans ambiguïté : le rattachement à des région ventées, c'est-à-dire supérieures à Q3, vaut 4290 € ( $\pm 2680$  €) pour les propriétaires et 130 €/an ( $\pm 100$  €/an) pour les locataires.

L'effet de la température en hiver, une fois prises en compte les variables que nous avons déjà présentées, n'apparaît significatif que pour une fraction du parc de logement, soit le quart des immeubles, qui sont ceux construits avant 1962. Les résultats suggèrent donc l'interprétation suivante des préférences des consommateurs : les hivers pluvieux, même lorsqu'ils ne sont pas froids, sont une nuisance supérieure à des hivers froids mais secs.

Plus précisément, pour 1° de température hivernale en plus dans les immeubles datant d'avant 1914, le prix d'achat est supérieur de 2,6 % pour un propriétaire et le loyer de 1,8 % pour un locataire ; pour ceux construits entre 1915 et 1948, on obtient un prix de + 2,8 % et un loyer de + 2,2 % (soit des valeurs légèrement supérieures) ; enfin, lorsque la date de construction est comprise entre 1949 et 1961, l'effet est voisin de + 1 %. Pour les immeubles construits après cette date, il n'y a pas d'effet significatif de la température en hiver (les bâtiments neufs en 1992 en location constituent une exception).

Notons également qu'un logement mal chauffé subit une décote dans les régions où les brouillards d'hiver sont fréquents (- 6,8 % pour un propriétaire et - 4,4 % pour un locataire par degré Celsius) et que, dans ce type de situation, la présence d'une cheminée est particulièrement valorisée par les propriétaires (+ 4,2 %).

Certaines variables climatiques sont significatives dans l'équation de salaire, même si elles sont moins nombreuses que dans les équations de loyer et de prix d'achat. Il s'agit, tout d'abord, de la température moyenne en été qui intervient sous forme quadratique. Les travailleurs acceptent des salaires inférieurs là où la température moyenne estivale est élevée, ce qui va dans le même sens que les résultats obtenus à partir de l'immobilier. Cependant, les températures moyennes estivales basses (17 à 19°) sont également valorisées.

Ensuite, une température moyenne en hiver est valorisée par les travailleurs, l'effet étant différencié selon les régions climatiques. La hiérarchie est celle attendue : c'est en zone méditerranéenne qu'il est le plus faible (paramètre non significativement différent de zéro). La zone à climat océanique doux arrive ensuite, puis des zones où la température en hiver est appréciée à peu près de la même façon (environ - 200 €/an pour un degré supplémentaire), et enfin les zones à climat montagnard, où son rôle est maximum : le salaire annuel diminue de 321 € pour une augmentation de un degré de la température moyenne mensuelle.

#### **4.5. La géographie du prix du climat**

En appliquant la méthode des indices de *Quality of life* (QOL) (Blomquist *et al.*, 1988), nous agrégeons le prix des composantes climatiques pour obtenir un prix global, égal à la somme des quantités des variables climatiques influentes pondérées par leur prix unitaire. La Figure 5 indique les résultats de la capitalisation du prix du climat dans le prix d'achat d'une maison individuelle, la référence étant le point moyen des variables significatives (c'est le climat de Sèvres). La Figure 6 indique la capitalisation immobilière totale, somme de celle des locataires et de celle des propriétaires (pour lesquels nous utilisons un taux d'actualisation de 4 %).

Ces cartes font, tout d'abord, ressortir la zone méditerranéenne pour le prix hédoniste élevé de son climat : façade méditerranéenne elle-même, et ouvertures qui permettent la progression de ce climat le long de la vallée du Rhône (Drôme, Ardèche) ou vers le Lauragais (Aude, Tarn), ainsi que la Corse. A l'inverse, des zones de montagne ont des prix hédonistes du climat capitalisés en négatif dans le prix d'achat et le loyer du logement : Massif central, Vosges, Haute Savoie, etc. Le prix hédoniste du climat est également négatif pour les deux variables immobilières dans les marches Est et Sud du Bassin parisien (Champagne, Bourgogne, Centre) et dans les plateaux et régions de moyenne altitude de l'Est (Lorraine, Franche-Comté).

A un niveau plus local, il ressort de la Figure 5 et de la Figure 6 que les villes ont des climats dont le prix hédoniste capitalisé dans les valeurs immobilières est positif et élevé. L’Ile-de-France, des villes comme Nantes, le Havre, Rennes, Bordeaux, Toulouse, etc. ont des prix hédonistes du climat supérieurs à ceux de leur arrière-pays. Cela s’explique à la fois par les variables climatiques interpolées (la distance à la ville contribue à l’explication de plusieurs variables climatiques et par les modèles économétriques, puisque la part des logements individuels et collectifs, de même que celle des propriétaires et locataires varient sur le gradient urbain – rural. Enfin, notons que les modèles géographique et économique font apparaître des régions de fort contraste, le prix hédoniste du climat étant tantôt positif tantôt négatif pour des zones voisines : pays Basque, vallée de la Garonne, Alpes, Normandie montrent cette forte variabilité spatiale, qui n’est pas gommée par le lissage.

**Figure 5**

**Prix hédoniste du climat capitalisé dans le prix d’achat des logements**

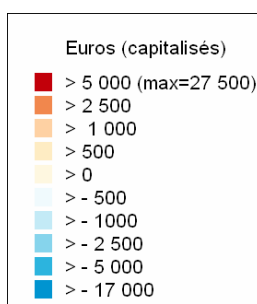
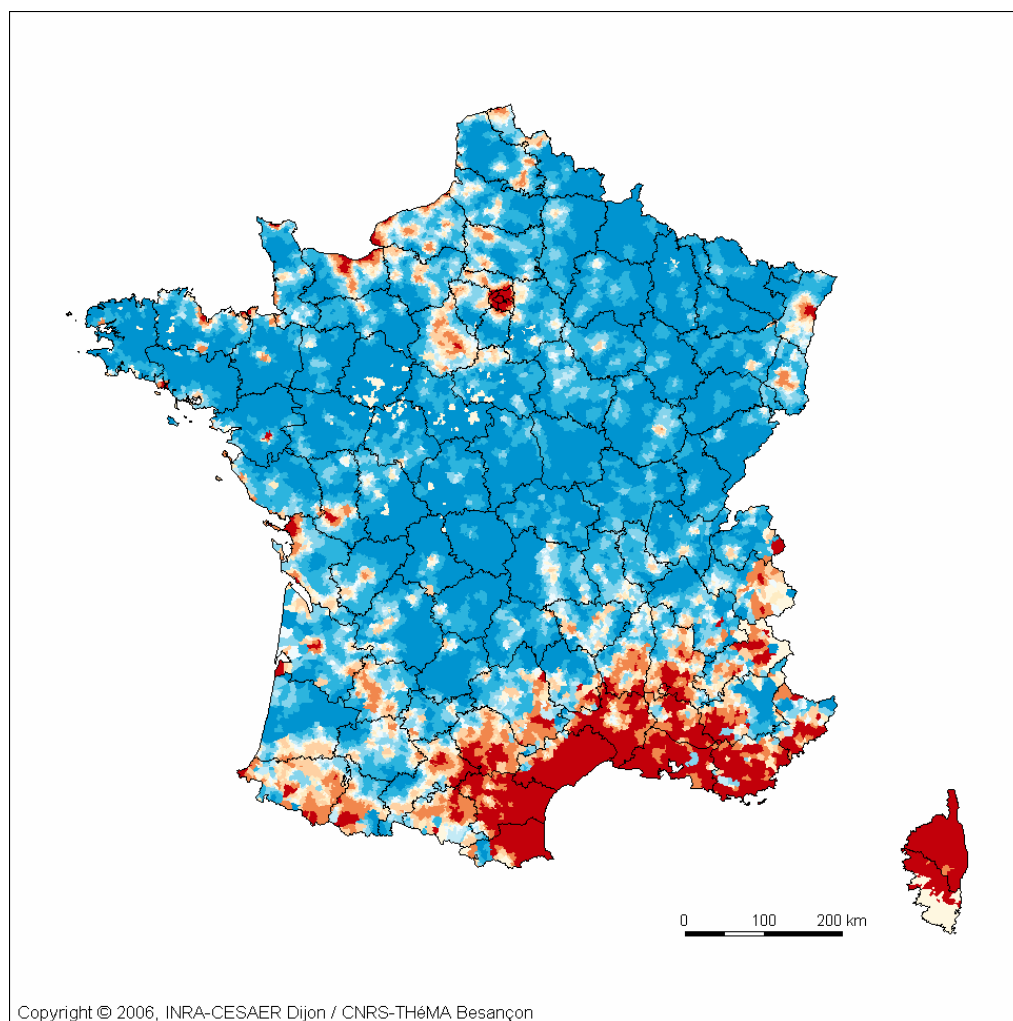
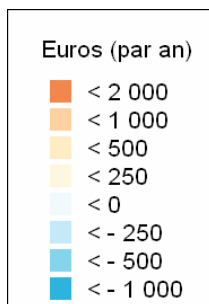
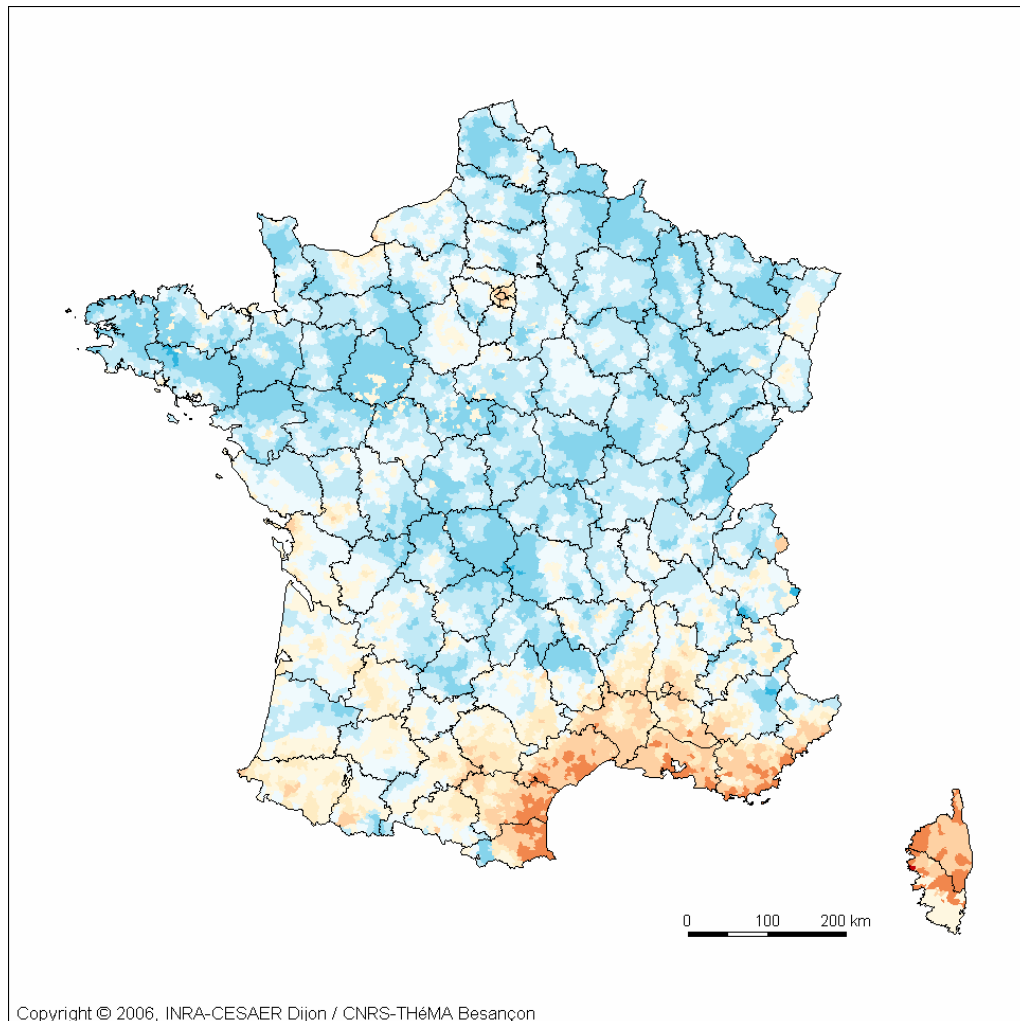


Figure 6

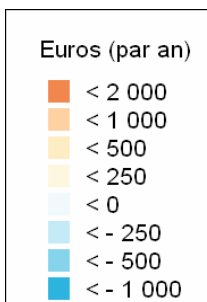
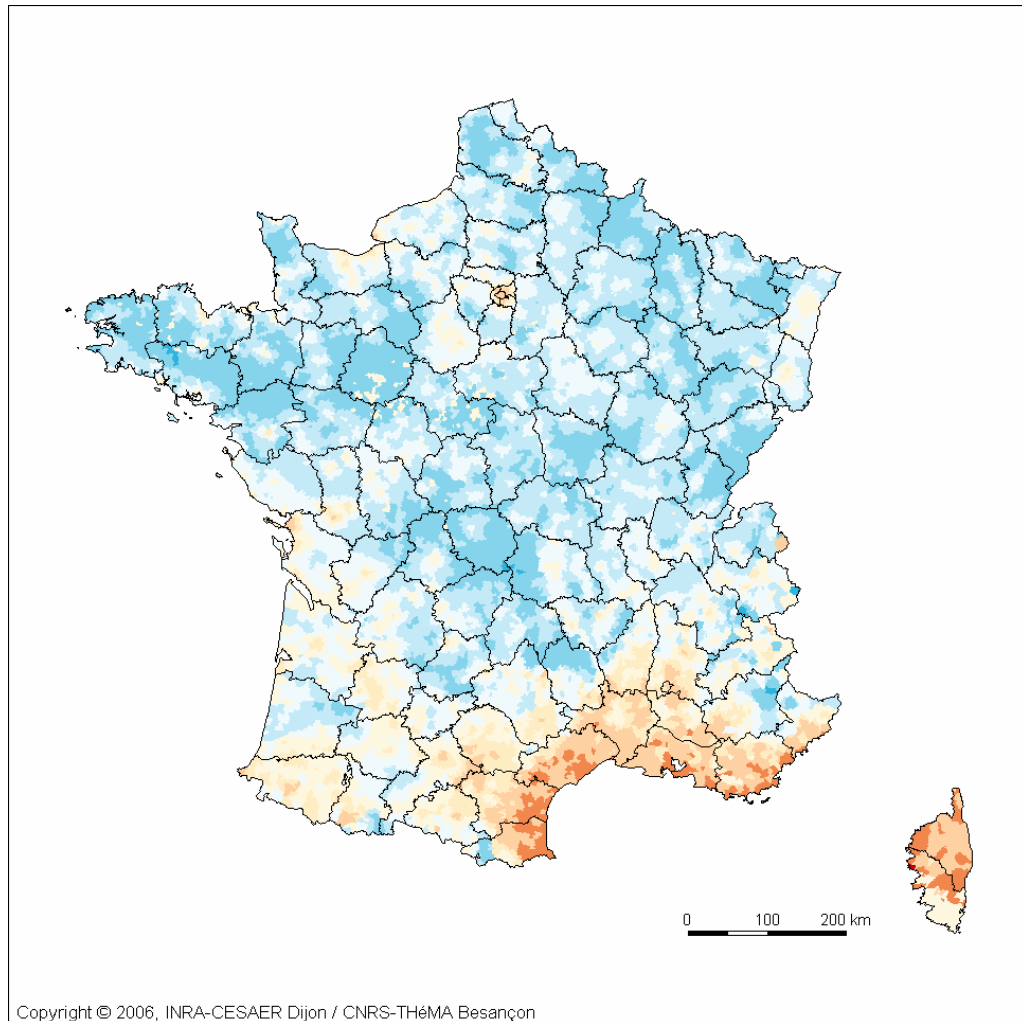
Prix hédoniste du climat capitalisé dans l'immobilier



Les limites de nos modélisations apparaissent ici. D'un côté, elles permettent de saisir des tendances statistiques et des régularités dans des liens entre variables, à des niveaux agrégés. Les déviations locales, les exceptions, les points singuliers sont intégrés aux termes d'erreur. Nous ne pensons pas que les valeurs des paramètres estimés, que ce soit pour interpoler les variables climatiques ou pour estimer le prix des attributs climatiques eux-mêmes à travers les modèles économétriques, soient affectés par des irrégularités locales. Mais, d'un autre côté, les cartes prennent en compte non seulement les grandes tendances, à travers les prix hédonistes de grandes zones géographiques, mais aussi des déviations locales. Celles-ci sont intéressantes à verser au débat, car les modèles statistiques qui sont à la base sont rigoureux, mais ces modèles sont peut-être trop globaux (estimations à un niveau national, équations parcimonieuses en variables, etc.) pour rendre compte de phénomènes locaux.

Enfin, la Figure 7 indique la capitalisation totale du prix du climat dans les valeurs immobilières et le salaire. Elle offre une certaine ressemblance avec la capitalisation du prix du climat dans celui des logements, mais avec des différences. C'est ainsi que, d'un côté, le Sud-Ouest, la Bretagne, la Normandie bénéficient d'une composante salariale favorable, qui se traduit par un prix total du climat assez nettement positif dans l'ensemble, même s'il est inférieur à celui du climat méditerranéen ; d'un autre côté, des zones de montagne (Massif central, Vosges, etc.) sont pénalisées par une composante salariale défavorable.

**Figure 7**  
**Prix hédoniste du climat (immobilier et salaire)**



## 5. Conclusions

Le climat est un bien non-marchand de première importance pour le consommateur. Certes, le prix de la localisation résulte, en premier lieu, de la position dans le système urbain, qu'il s'agisse du gradient de rente foncière selon la distance aux Centres des affaires ou de la taille des villes. Il résulte aussi d'externalités sociales, comme la richesse du voisinage ou la qualité de l'école, et de variables environnementales telles que les paysages et espaces ouverts, la qualité de l'air, le bruit, etc. Quelques travaux intègrent des variables climatiques dans cet ensemble de caractéristiques. Blomquist *et al.* (1988) ont retenu, parmi les déterminants spatiaux de la rente ou du salaire, les précipitations, la vitesse du vent, les jours de grand froid et de fortes chaleurs, l'humidité et l'ensoleillement.

Cependant, les attributs climatiques sont rarement mobilisés dans l'explication de la rente foncière résidentielle ou du salaire. Les prix hédonistes que nous obtenons pour plusieurs caractéristiques climatiques sont suffisamment élevés (en valeur absolue) pour préconiser de les utiliser autant que faire se peut dans les équations hédonistes. Par exemple, la température moyenne estivale a un prix hédoniste élevé puisque, pour un degré de plus de la moyenne mensuelle de Juillet et Août, le loyer ou le prix d'un logement augmente de 3,5 à 4 %. Il s'agit là de valeurs nettement plus élevées que celles obtenues pour d'autres variables environnementales, comme les paysages et espaces ouverts (Théma, à paraître), la pollution de l'air, etc.

Les français consomment de plus en plus les climats agréables et évitent des nuisances climatiques. En raisonnant à climat constant, i.e. le climat de la moyenne des trente dernières années, mais en tenant compte de l'évolution de la localisation de la population depuis 1962, le résultat est net. La consommation de température d'été a augmenté de 0,12° entre 1962 et 1999. Avec le prix hédoniste que nous avons estimé, cela se traduit par un enrichissement de 9,7 €/an et par personne, ou de 22 €/an/ménage. C'est une valeur faible, mais pas tout à fait négligeable : en raisonnant sur une population moyenne de 50 millions d'habitants pour cette période, le total représente une valeur de 485 millions d'euros par an pour le pays. Il s'agit, évidemment, d'une valeur brute de la température d'été. Car, pour obtenir une température moyenne d'été supérieure, il faut accepter de subir davantage de journées à plus de 30°, qui sont une nuisance.

Le phénomène inverse joue pour les nuisances climatiques : un français subit, en moyenne, 0,08 jours avec brouillard de moins en 1999 qu'en 1962, soit une réduction de 1,7 %.

En tenant compte de l'ensemble des attributs qui contribuent au prix hédoniste du climat, nous avons calculé l'accroissement de richesse qui en résulte. La référence est le climat de Sèvres (92), qui correspond à la moyenne de l'ensemble des variables climatiques ayant des effets significatifs. La consommation unitaire de climat, pour la fraction de celui-ci qui est capitalisée dans les valeurs immobilières, est passée de 24,7 €/an/personne en 1962 à 55,5 €/an/personne en 1999. Compte tenu de l'évolution de la population, la valeur agrégée du climat due à la mobilité de la population (à climat constant) est de 2,1 milliards d'euros par an (en euros constants 2002) au cours de cette période. La recherche de meilleurs climats a donc procuré au pays un enrichissement important, fruit d'une valeur unitaire supérieure du climat consommé et d'un accroissement de la population.

## Références

Benichou P., Lebreton O. 1986. Prise en compte de la topographie pour la cartographie de champs pluviométriques : la méthode AURELHY. *Agrométéorologie des régions de moyenne montagne*. In : Les colloques de l'INRA, 39: 51-69.



- Blomquist, G. C., Berger, M. C., Hoehn, J. P. (1988) – New estimates of quality of life in urban areas – *American Economic Review*, 78 : 89-107.
- Brown, J. N., Rosen, H. S. (1982) – On the Estimation of Structural Hedonic Price Models – *Econometrica*, 50: 765-768.
- Cavailhès, J. (2005) – Le prix des attributs du logement. *Economie et Statistique*, 381-382, pp. 91-123.
- Cavailhès, J., Brossard, T., Foltête, J.C., Hilal, M., Joly, D., Tourneux, F.P., Tritz, C., Wavresky, P. (2006) - *Seeing and being seen: a GIS-based hedonic price valuation of landscape*, Dijon, Besançon, INRA-CESAER, CNRS-ThéMA, Document de travail.
- Cheshire, P., Magrini, S. (2006) – Population growth in European cities: Weather matters. But only nationally – *Regional Studies*, 40: 23-37.
- Collins F. C., Bolstad P. V. 2000. A comparison of spatial interpolation techniques in temperature estimation.
- Courault D., Monestiez P. 1999. Spatial interpolation of air temperature according to atmospheric circulation patterns in southeast France. *International Journal of Climatology*. 19: 365-378.
- Cragg, M., Kahn, M. (1997) – New estimates of climate demand: Evidence from location choice – *Journal of Urban Economics*, 42: 261-284.
- Cragg, M., Kahn, M. (1999) – Climate consumption and climate pricing from 1940 to 1990 – *Regional Science and Urban Economics*, 29, 519-539.
- Eckstein B. A. 1989. Evaluation of splines and weighted average interpolation algorithms. *Computers and Geosciences*. 15: 79-94.
- Epple, D. (1987) – Hedonic Prices and Implicit Markets: Estimating Demand and Supply Functions for Differentiated Products – *Journal of Political Economy*, 95: 59-80.
- Follain, J., R., Jimenez, E. (1985) – Estimating the Demand for Housing Characteristics – *Regional Science and Urban Economics*, 15: 77-107.
- Freeman, A. M. (1979) – Hedonic Prices, Property Values and Measuring Environmental Benefits: A Survey of the Issues – *Scandinavian Journal of Economics*: 154-171.
- Fury R., Joly D. 1995. Interpolation spatiale à maille fine des températures journalières. *La Météorologie*. 11: 36-43.
- Graves, P.E. (1976) – A reexamination of migration, economic opportunity, and the quality of life, *Journal of Regional Science*, 16: 107-112.
- Graves, P.E. (1980) – Migration and climate, *Journal of regional Science*, 20: 227-237.
- Graves, P.E., Linneman, P.D. (1979) – Household migration: theoretical and empirical results, *Journal of Urban Economics*, 6: 383-404.
- Henderson, J. V. (1982) – Evaluating consumer amenities and interregional welfare differences, *Journal of Urban Economics*, 11: 32-59.
- Hoch, I., Drake, J. (1974) – Wages, Climate, and the Quality of Life – *Journal of Environmental Economics and Management*, 1, 268-295.
- Joly D., Fury R., Bert H., Jaquinot J. P , Vermot-Desroches B. 1994. Interpolation des températures à grande échelle. *Revue Internationale de Géomatique*. 4: 55-86.

- Joly D., Nilsen L., Fury R., Elvebakk A., Brossard T. 2003. Temperature interpolation at a large scale; test on a small area in Svalbard. *International Journal of Climatology*, 23:1637-1654.
- Kazmierczak-Cousin S. (1999), *L'évaluation des fonctions d'enchères des ménages : les agglomérations Lilloise et Brestoise* - PhD thesis, University of Lille, 308 p.
- Laslett G. M. 1994. Kriging and splines: an empirical comparison of their predictive performance in some applications. *Journal of the American Statistical Assoc.* 89: 391-409.
- Maddison D. (2003) – The amenity value of the climate: the household production function approach – *Resource and Energy Economics*, 155-175.
- Maddison, D. (2001) – *The amenity value of the global climate*, Earthscan, London.
- Maddison, D., Bigano, A. (2003) – The amenity value of the Italian climate – *Journal of Environmental Economics and Management*, 319-332.
- Marchand, O., Skhiri, E. (1995) – Prix hédoniques et estimation d'un modèle structurel d'offre et de demande de caractéristiques – *Economie et Prévision*, 121 : 127-139.
- Mincer, C. (1962) – On-the-job training : costs, returns, and some implications – *Journal of Political Economics*, 70: 850-879.
- Rehdanz, K., Maddison, D. (2005) – Climate and happiness – *Ecological Economics*, 52, 111-125.
- Roback, J. (1982) – Wages, rents, and the quality of life – *Journal of Political Economy*, 90, 1257-1278.
- Rosen, S. (1974) – Hedonic prices and implicit markets: product differentiation in pure competition – *Journal of Political Economy* 82: 34-55.
- Rosen, S. (1979) – Wage-based indexes of urban quality of life – in: Mieszkowski, P., Straszheim, M. (Eds), *Current Issues in Urban Economics*, Johns Hopkins University Press, Baltimore.
- Sanders L. et Durand-Dastès F. 1985. *L'effet régional : les composantes explicatives dans l'analyse spatiale*. Montpellier, Coll. Reclus Mode d'emploi, Maison de la Géographie, 47 p.
- Wilmott C. J., Robeson S. M. 1995. Climatologically aided interpolation (CAI) of terrestrial air temperature. *International Journal of Climatology*. 15: 221-229.
- Witte, A., D., Sumka, H., J., Erekson, H (1979) – An Estimate of a Structural Hedonic Price Model of the Housing Market: An Application of Rosen's Theory of Implicit Markets – *Econometrica*, 47 : 1151-1173.
- Zevenbergen L. W., Thorne C. R. 1987. Quantitative analysis of land surface topography. *Earth Surface and Landforms*. 12: 47-56.

# Annexe 1

## Résultats économétriques

**Tableau 3**  
**Valeurs immobilières**

	locataires		propriétaires	
	paramètre	t	paramètre	t
Intercept	5,113	26,9	10,8093	53,2
enquête 1988	-0,207	-10,3	0,09531	1,6
enquête 1992	-0,084	-4,5	-0,1328	-8,1
enquête 1996	-0,02336	-1,4	-0,1336	-8,1
enquête 2002	Réf.		Réf.	
Immeuble individuel	0,2607	6,4	0,09531	1,6
Surface habitable individuel (0-1er décile)	-0,3105	-14,4	-0,1328	-8,1
Surface habitable individuel (1er-2ème décile)	-0,1727	-10,0	-0,1336	-8,1
Surface habitable individuel (2ème-3ème décile)	-0,1012	-5,5	-0,1077	-5,1
Surface habitable individuel (3ème-4ème décile)	-0,09771	-3,8	-0,2144	-13,2
Surface habitable individuel (4ème-5ème décile)	Réf.		Réf.	
Surface habitable individuel (5ème-6ème décile)	0,03809	2,0	0,007416	0,4
Surface habitable individuel (6ème-7ème décile)	0,05816	2,3	0,04074	2,7
Surface habitable individuel (7ème-8ème décile)	0,1119	6,4	0,08529	6,2
Surface habitable individuel (8ème-9ème décile)	0,1299	7,6	0,1598	10,0
Surface habitable individuel (9ème décile-total)	0,236	12,3	0,2907	18,0
jardin (0-1er décile)	-0,0482	-2,3	-0,139	-8,9
jardin (1er-2ème décile)	-0,006	-0,3	-0,08412	-5,6
jardin (2ème-3ème décile)	-0,0215	-1,0	-0,04402	-3,0
jardin (3ème-4ème décile)	0,01085	0,5	-0,03099	-2,1
jardin (4ème-5ème décile)	Réf.		Réf.	
jardin (5ème-6ème décile)	0,02552	1,1	0,04693	3,2
jardin (6ème-7ème décile)	0,04282	2,1	0,05221	3,5
jardin (7ème-8ème décile)	0,08581	3,8	0,03922	2,7
jardin (8ème-9ème décile)	0,07188	3,4	0,07091	4,9
jardin (9ème décile-total)	0,07658	3,5	0,1174	7,6
Surface habitable collectif (0-1er décile)	-0,2969	-19,6	-0,4329	-13,1
Surface habitable collectif (1er-2ème décile)	-0,1736	-10,9	-0,3017	-10,4
Surface habitable collectif (2ème-3ème décile)	-0,1139	-7,3	-0,1668	-5,1
Surface habitable collectif (3ème-4ème décile)	-0,05365	-3,2	-0,02177	-0,6
Surface habitable collectif (4ème-5ème décile)	Réf.		Réf.	
Surface habitable collectif (5ème-6ème décile)	0,06368	4,7	0,01306	0,4
Surface habitable collectif (6ème-7ème décile)	0,1446	8,6	0,08163	2,5
Surface habitable collectif (7ème-8ème décile)	0,1748	12,7	0,2125	6,6
Surface habitable collectif (8ème-9ème décile)	0,2717	17,8	0,2835	9,2
Surface habitable collectif (9ème décile-total)	0,4307	28,5	0,4969	14,3
nb salles d'eau individuel	0,08745	12,4	0,08706	19,8
nb salles d'eau collectif	0,0506	7,0	0,04954	3,7
logement bien chauffé	Réf.		Réf.	
logement mal chauffé	-0,08489	-9,7	-0,1164	-9,6
taille pièces individuel 1er quartile	Réf.		Réf.	
taille pièces individuel 2ème quartile	-0,03785	-2,9	0,001295	0,1
taille pièces individuel 3ème quartile	-0,06046	-4,8	-0,00021	0,0
taille pièces individuel 4ème quartile	-0,1185	-8,5	-0,0428	-3,9
taille pièces collectif 1er quartile	Réf.		Réf.	
taille pièces collectif 2ème quartile	-0,01314	-1,3	0,03893	1,9
taille pièces collectif 3ème quartile	-0,02193	-2,3	0,06427	3,1
taille pièces collectif 4ème quartile	-0,05332	-6,1	0,08068	3,7

### Résultats d'ensemble, immobilier (suite)

	locataires		propriétaires	
	paramètre	t	paramètre	t
garage individuel	0,04587	4,1	0,1039	9,7
garage collectif	0,03159	4,4	0,0253	1,5
cave individuel	0,02614	2,7	0,04943	6,6
cave collectif	0,004785	0,7	0,07619	4,8
veranda	0,01304	0,7	0,091	5,6
cheminée individuel	0,03596	3,2	0,03685	4,5
cheminée collectif	0,05589	2,0	0,1233	3,1
date arrivée personne de référence	-0,03856	-17,1	-0,03712	-15,5
âge immeuble 1988 individuel	-0,00962	-9,3	-0,01064	-11,5
âge immeuble carré 1988 individuel	0,000059	6,5	0,000059	6,8
âge immeuble 1992 individuel	-0,00843	-9,8	-0,00914	-10,4
âge immeuble carré 1992 individuel	0,000043	5,8	0,000046	5,3
âge immeuble 1996 individuel	-0,00629	-7,9	-0,0091	-9,1
âge immeuble carré 1996 individuel	0,000026	3,7	0,000042	4,8
âge immeuble 2001 individuel	-0,00497	-6,1	-0,00763	-9,9
âge immeuble carré 2001 individuel	0,000021	3,2	0,000031	4,9
âge immeuble 1988 collectif	-0,00925	-10,3	-0,02599	-18,4
âge immeuble carré 1988 collectif	0,000068	8,8	0,00018	13,1
âge immeuble 1992 collectif	-0,00736	-10,1	-0,01629	-13,0
âge immeuble carré 1992 collectif	0,000048	7,7	0,000125	10,5
âge immeuble 1996 collectif	-0,00687	-11,3	-0,0132	-9,6
âge immeuble carré 1996 collectif	0,000045	8,4	0,000082	6,5
âge immeuble 2001 collectif	-0,0057	-8,5	-0,01747	-15,9
âge immeuble carré 2001 collectif	0,000031	6,0	0,000108	11,1
nombre d'étages de l'immeuble	-0,00465	-4,6	-0,00637	-3,8
logement en rez-de-chaussée de l'immeuble collectif	-0,03739	-4,7	-0,0222	-1,1
logement au dernier étage de l'immeuble collectif	-0,02757	-3,0	0,03057	1,7
Espace à dominante rurale (EDR)	Réf.		Réf.	
EDU, pôle < 30 000 habitants	0,05923	2,5	0,003382	0,1
EDU, pôle 30 000 à 50 000 habitants	0,07002	2,8	0,02364	0,9
EDU, pôle 50 000 à 100 000 habitants	0,09015	3,8	0,03965	1,7
EDU, pôle 100 000 à 200 000 habitants	0,1402	5,9	0,09394	3,8
EDU, pôle 200 000 à 500 000 habitants	0,1441	6,0	0,1057	4,3
EDU, pôle 500 000 à 1 million habitants	0,1421	5,3	0,1079	3,9
EDU, pôle 1 à 3 millions habitants	0,1233	4,3	0,1006	3,5
EDU, pôle Paris	0,2704	7,8	0,2764	8,7
commune d'un pôle urbain	0,02656	2,1	0,07684	6,7
commune périurbaine	Réf.		Réf.	
commune multipolarisée	0,07403	2,9	0,06644	2,7
commune d'un pôle rural	0,06365	3,5	0,06785	3,4
population communale < 500 habitants	-0,1881	-8,8	-0,1468	-7,6
population communale 500 à 2 500 habitants	-0,1174	-7,7	-0,1074	-7,1
population communale 2 500 à 10 000 habitants	-0,04754	-4,2	-0,04712	-3,9
population communale 10 000 à 20 000 habitants	Réf.		Réf.	
population communale 20 000 à 50 000 habitants	0,01578	1,5	0,03529	2,8
population communale 50 000 à 200 000 habitants	0,03003	2,5	0,07113	4,6
population communale 200 000 à 500 000 habitants	0,01795	0,9	0,07668	2,8
Paris	0,1366	6,9	0,3622	10,2

### Résultats d'ensemble, immobilier (suite et fin)

	locataires		propriétaires	
	paramètre	t	paramètre	t
revenu imposable 0-10% des communes (individuel)	-0,01919	-1,2	-0,04916	-3,6
revenu imposable 10-25% des communes (individuel)	0,005898	0,4	-0,03365	-2,8
revenu imposable 25-50% des communes (individuel)	Réf.		Réf.	
revenu imposable 50-75% des communes (individuel)	0,02781	2,1	0,01826	1,7
revenu imposable 75-90% des communes (individuel)	0,06885	4,3	0,06612	5,5
revenu imposable 90-100% des communes (individuel)	0,1009	3,6	0,1701	8,3
revenu imposable 0-10% des communes (collectif)	-0,0552	-3,5	-0,07652	-2,4
revenu imposable 10-25% des communes (collectif)	-0,0071	-0,6	-0,04142	-1,6
revenu imposable 25-50% des communes (collectif)	Réf.		Réf.	
revenu imposable 50-75% des communes (collectif)	0,01402	1,4	0,03674	1,7
revenu imposable 75-90% des communes (collectif)	0,0732	5,9	0,1562	6,4
revenu imposable 90-100% des communes (collectif)	0,1801	10,5	0,3022	9,3
densité de population de la commune	0,000011	4,7	0,000022	7,6
taux de chômage de la commune	-0,3971	-3,9	-1,1115	-10,1
taux d'évolution de la population communale 1990-99	0,002313	6,2	0,000533	1,6
< 5 minutes littoral	0,06777	4,4	0,07441	4,4
5 à 15 minutes littoral	0,02477	1,2	0,037	1,9
port	0,02294	2,2	0,0432	3,6
pistes de ski	0,06333	1,6	0,09255	2,3
journées forte chaleur estivale (individuel sans jardin)	-0,01073	-2,9	-0,02331	-5,1
journées forte chaleur estivale (collectif)	-0,01596	-5,0	-0,02991	-7,3
journées forte chaleur estivale (individuel avec jardin)	-0,00828	-2,5	-0,01462	-4,4
journées forte chaleur estivale (EDR)	0,003872	1,4	0,004639	1,6
température moyenne en été	0,03577	4,4	0,03838	4,4
nombre de jours de pluie en hiver	0,003433	0,7	-0,01312	-2,4
jours de pluie en hiver (climat océanique)	-0,00645	-3,4	-0,00631	-3,3
jours de pluie en hiver (climat océanique frais)	-0,00328	-1,9	-0,00346	-2,0
jours de pluie en hiver (climat océanique dégradé, individuel)	0,00052	0,3	0,003484	2,2
jours de pluie en hiver (climat océanique dégradé, collectif)	0,00332	1,9	-0,00021	-0,1
nombre de jours de brouillard en hiver (1er décile)	0,03462	2,7	0,0515	3,5
nombre de jours de brouillard en hiver (9ème décile)	NS		-0,0292	-2,7
vitesse du vent en été (4ème quartile)	0,0254	2,6	0,03724	3,3
température en hiver * bâtiment construit avant 1914	0,01786	4,9	0,02587	4,4
température en hiver * bâtiment construit 1915-1948	0,02154	8,6	0,02783	7,3
température en hiver * bâtiment construit 1949-61	0,007543	3,7	0,01052	3,2
température en hiver * bâtiment neuf en 2002	0,002171	0,7	NS	
jours de forte chaleur "estivale * bâtiment neuf en 2002	NS		-0,00997	-4,3
jours de forte chaleur "estivale * bâtiment neuf en 1996	NS		-0,00422	-1,7
température en hiver * bâtiment neuf en 1992	0,0112	3,6	NS	
jours de forte chaleur "estivale * bâtiment neuf en 1988	0,01369	3,2	NS	
4ème quartile jours de brouillard en hiver * logement mal chauffé	-0,0433	-2,4	-0,0658	-2,8
4ème quartile de jours de brouillard hiver * cheminée	NS		0,04077	2,8

Réf. : modalité de référence

NS : non significatif au seuil de 10 %

\* : interaction

Sources : INRA-CESAER, Dijon et CNRS-ThéMA, Besançon d'après INSEE - IGN - Météo France

**Tableau 4**  
**Salaire**

	paramètre	t
intercept	7,3954	12,7
Cadres	0,5635	39,8
Professions intermédiaires	0,1776	15,8
Employés (autres)	Réf,	
Employés de commerce	-0,1348	-8,4
Employés de services directs aux particuliers	-0,3078	-21,1
Ouvriers qualifiés (industrie)	0,05782	4,0
Ouvriers qualifiés (artisanat)	-0,05819	-3,8
Ouvriers qualifiés (divers)	-0,01164	-0,7
Ouvriers non qualifiés (industrie)	-0,07767	-5,2
Ouvriers non qualifiés (artisanat)	-0,1571	-7,2
ouvriers agricoles	-0,2802	-9,8
Emploi à temps partiel (taux de plein temps)	0,01154	51,9
Contrats à durée indéterminée	Réf.	
Apprentis et stagiaires	-0,5689	-18,9
Contrats d'intérim	-0,3418	-17,4
Contrats à durée déterminée	-0,3429	-28,1
Moins de 20 ans	-0,5792	-20,6
20 à 24 ans	-0,3447	-24,7
25 à 29 ans	-0,1718	-14,9
30 à 34 ans	-0,06731	-5,9
35 à 39 ans	Réf,	
40 à 44 ans	0,03383	2,9
45 à 49 ans	0,05073	4,2
50 à 54 ans	0,1018	8,1
55 et plus	0,09464	6,2
Homme	0,1863	23,5
Femme	Réf,	
Diplôme bac + 4	0,09521	7,4
Diplôme bac + 2	0,03526	2,7
Diplôme bac	Réf,	
Diplôme CAP-BEPC	-0,0553	-5,5
Diplôme CEP ou sans	-0,174	-14,0
Français de naissance	Réf,	
Français par acquisition	-0,07831	-4,0
Européen	-0,04002	-1,3
Africain	-0,0954	-4,0
Autre nationalité	-0,1594	-3,3
Né en France	Réf,	
Né en Europe	-0,006	-0,2
Né en Afrique noire	-0,1139	-2,9
Né ailleurs	-0,04812	-1,7

## Salaire (suite)

	paramètre	t
EDR	-0,02291	-2,2
Zones défavorisées	-0,03633	-2,7
< Q1 revenu communal, AU 0,5-1 million	-0,04569	-2,0
< Q1 revenu communal, AU 1-3 millions	-0,03276	-2,1
< Q1 revenu communal, AU Paris	-0,0622	-3,6
Potentiel de marché	0,000842	5,4
Taux de chômage de la commune	-0,4498	-5,6
Température moyenne en hiver (montagnes)	-0,01911	-2,8
Température moyenne en hiver (zone océanique)	-0,01328	-3,3
Température moyenne en hiver (zone méditerranéenne)	-0,00084	-0,2
Température moyenne en hiver (zone océanique douce)	-0,00856	-2,0
Température moyenne en hiver (zone océanique fraîche)	-0,00989	-2,0
Température moyenne en hiver (zone océanique dégradée)	-0,01369	-2,0
Température moyenne en hiver (zone semi-continentale)	-0,01225	-1,4
Température moyenne en été	0,1162	1,9
Température moyenne en été (carré)	-0,00294	-1,8

\* : interaction

Sources : INRA-CESAER, Dijon et CNRS-ThéMA, Besançon d'après INSEE - IGN - Météo France

## Annexe 2

### Calcul du prix hédoniste

La fonction estimée est :

$$\ln P(H) = \sum \alpha_i x_i \Leftrightarrow P(H) = \prod e^{\alpha_i x_i} .$$

Lorsque la fonction est dérivable en  $x_i$ , on déduit de (1) le prix d'un attribut au point médian,  $p(x_i)$  :

$$\partial P(H) / \partial x_i = p(x_i) = \alpha_i \prod e^{\alpha_j x_j} = \alpha_i \bar{P}(H) ,$$

où  $\alpha_i$  est le paramètre estimé (cf. Tableau 1 et Tableau 2) et en appelant  $\bar{P}(H)$  le prix médian. Pour une variable non dérivable (présence – absence ou variable indicatrice) :

$$p(x_i) = e^{\alpha_i(x_i+1)} \prod_{j \neq i} e^{\alpha_j x_j} - e^{\alpha_i x_i} \prod_{j \neq i} e^{\alpha_j x_j} = (e^{\alpha_i} - 1) \bar{P}(H) ,$$

Les prix hédonistes sont tous calculés pour le prix médian du logement.