



HAL
open science

Le prix du climat et l'attrait du littoral en France

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

► **To cite this version:**

Thierry Brossard, Hervé Cardot, Jean Cavailhès, Mohamed Hilal, Daniel Joly, et al.. Le prix du climat et l'attrait du littoral en France : Une évaluation à partir des valeurs immobilières et du salaire. [Rapport de recherche] /. 2006. hal-00949349

HAL Id: hal-00949349

<https://hal.science/hal-00949349>

Submitted on 19 Feb 2014

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.

**UMR CESAER
INRA-ENESAD, Dijon**

**ThéMA-CNRS,
Besançon**

Le prix du climat et l'attrait du littoral en France

Une évaluation à partir des valeurs immobilières et du salaire

Thierry Brossard
Hervé Cardot
Jean Cavailhès (responsable scientifique)
Mohamed Hilal
Daniel Joly
Pierre Wavresky

Rapport

Mai 2006

Le prix du climat et l'attrait du littoral en France

Une évaluation à partir des valeurs immobilières et du salaire

Thierry Brossard^β

Hervé Cardot^α

Jean Cavailhès^α (responsable scientifique)

Mohamed Hilal^α

Daniel Joly^β

Pierre Wavresky^α

Rapport^γ

Mai 2006

^α UMR CESAER INRA-ENESAD, Dijon

^β ThéMA-CNRS, Besançon

^γ Ce rapport fait suite au rapport « Evaluation du prix de la localisation sur le littoral et en montagne » (novembre 2005). Il s'inscrit dans le Marché K04.51 (CO0400118) entre l'*Institut national de la recherche agronomique (CESAER)* et le *Ministère de l'Équipement, des Transports, du Logement, du Tourisme et de la Mer (DGUHC)*.

Table des matières

Avant-propos	7
Chapitre premier - L'évaluation des aménités non marchandes du littoral et de la montagne ..	9
1. Les méthodes d'évaluation des biens non marchands.....	9
2. La méthode des prix hédonistes	10
2.1. Le principe.....	10
2.2. Discussion des hypothèses et des problèmes	11
2.3. Comment interpréter les prix hédonistes obtenus ?	12
3. Le prix hédoniste du climat.....	13
3.1 Le prix hédoniste du climat dans les Etats américains.....	14
3.2 Les travaux sur le prix du climat en Europe.....	18
3.3 Le changement climatique global	19
4. Le prix hédoniste d'autres attributs du littoral ou de la montagne.....	20
Références bibliographiques du chapitre 1	22
Chapitre deux - Interpolation des variables climatiques	25
1. Méthode.....	25
1.1. Constitution du SIG.....	26
1.2. Analyse des corrélations.....	26
1.3. Interpolation par régression multiple	28
1.4. Interpolation par krigeage	29
2. Résultats : fiches climatiques par variable	30
2.1. Cumuls de la hauteur des précipitations : moyenne mensuelle d'été.....	30
2.2. Cumuls de la hauteur des précipitations : moyenne mensuelle d'hiver	36
2.3. Nombre de jours de pluie : moyenne mensuelle d'été	43
2.4. Nombre de jours de pluie : moyenne mensuelle d'hiver.....	49
2.5. Température moyenne mensuelle d'été.....	56
2.6. Température moyenne mensuelle d'hiver	63
2.7. Nombre de jours avec une température supérieure à 30°C : moyenne mensuelle d'été	70
2.8. Nombre de jours avec une température inférieure à -5°C : moyenne mensuelle d'hiver	77
2.9. Durée d'insolation : moyenne mensuelle d'été.....	83
2.10. Durée d'insolation : moyenne mensuelle d'hiver	90
2.11. Nombre de jours d'occurrences de brouillard : moyenne mensuelle d'été.....	97

2.12. Nombre de jours d'occurrences de brouillard : moyenne mensuelle d'hiver	104
2.13. Vitesse moyenne du vent : moyenne mensuelle d'été.....	111
2.14. Vitesse moyenne du vent : moyenne mensuelle d'hiver	119
3. Synthèse des variables climatiques	127
3.1. Données.....	127
3.2. Les composantes du climat : inventaire cartographique	128
3.3. Le climat et sa structuration	129
3.4. Typologie du climat par classification automatique	131
3.5. Définition des unités climatiques	133
Références du chapitre 2	141
Chapitre trois - Caractéristiques démographiques du littoral et des zones de montagne.....	142
1. Le littoral	142
1.1. Champ géographique.....	142
1.2. La population littorale : forte densité et nombreuses villes moyennes	143
1.3. Evolution de la population littorale.....	144
1.4. Equipements récréatifs	148
2. Les zones de montagne	149
2.1. Champ géographique.....	149
2.2. La population des zones de montagne : 5,5 millions de résidents permanents.....	150
2.3. Evolution de la population des zones de montagne	151
2.4. Equipements récréatifs	154
Annexe : Calcul des distances routières.....	156
A.1. La base de données routières.....	156
A.2. Codage de la vitesse de circulation	156
A.3. Calcul des distances routières.....	157
Chapitre quatre - Les prix hédonistes : Logement, Travailleur, Localisation et Climat.....	161
1. Le modèle théorique.....	161
1.1. La capitalisation des aménités dans la littérature	161
1.2. Présentation graphique du modèle théorique	164
1.3. Prédications.....	170
2. Données et modèles économétriques	171
2.1. Sources de données	171
2.2. Modèles économétriques.....	172
2.3. Les variables.....	176
3. Statistiques descriptives	179

4. Résultats : valeurs immobilières.....	183
4.1. Les attributs intrinsèques des immeubles.....	186
4.2. Le prix hédoniste de la localisation dans le système urbain	191
4.3. Le prix hédoniste d'équipements de loisir et des zones touristiques	193
4.4. Synthèse	197
5. Résultats : salaires	198
5.1. Spécification et résultats d'ensemble	198
5.2. Les caractéristiques personnelles du travailleur.....	200
5.3. Les effets de la localisation sur le salaire.....	203
5.4. Synthèse	204
6. Résultats : prix hédoniste des attributs climatiques	204
6.1. Les variables climatiques et les équations.....	204
6.2. Résultats d'ensemble : prix hédonistes capitalisés dans les valeurs immobilières .	206
6.3. Résultats d'ensemble : prix hédonistes capitalisés dans les salaires.....	208
6.4. Eté : température moyenne et grandes chaleurs	210
6.5. Hiver : pluviométrie et température	213
6.6. Climat, chauffage et type de bâtiment.....	216
7. Le prix hédoniste du climat.....	220
7.1. Les hypothèses	220
7.2. La variabilité du prix du climat	221
7.3. La géographie du prix du climat	224
8. Synthèse	233
Références bibliographiques du chapitre 4	237
Annexe 1 du chapitre 4 - Liste des variables ajoutées aux enquêtes Logement	239
Annexe 2 du chapitre 4 - Formes et spécification de l'équation de salaire.....	241
Annexe 3 du chapitre 4 - Corrélations entre variables climatiques.....	242
A.1. Matrice de corrélations simples.....	242
A.2. Régression multiple de la température en hiver	242
Discussion et conclusion générale.....	245
1. Littoral.....	245
2. La mesure du climat.....	247
3. La consommation de climat.....	248
4. Le changement climatique.....	251
Références bibliographiques de la discussion et conclusion générale.....	252

Avant-propos

Il est fréquent d'entendre évoquer les surcoûts du littoral et parfois ceux des sites touristiques de montagne sans qu'aucune évaluation économique n'ait été faite en France pour vérifier ces allégations. L'attractivité de ces régions est indéniable, si l'on en juge par les migrations de population qu'elles connaissent. Les rubans littoraux de la France et ses zones de montagne se caractérisent par des spécificités climatiques importantes, par une activité touristique diffuse ou concentrée (parfois très fortement) et, peut-être, par des aspects irréductibles aux précédents qui constitueraient des attributs géographiques propres à certaines localisations du littoral et de la montagne : paysages, vie sociale, etc.

Nous analysons, dans ce rapport, les caractéristiques climatiques de ces communes en les resituant dans l'ensemble national et nous caractérisons les aspects essentiels de leur dynamique de population. Cette analyse repose sur des données statistiques qui ont été acquises par l'INRA et traitées par l'INRA et le CNRS dans le cadre d'un partenariat avec la *Direction générale de l'urbanisme, de l'habitat et de la construction* (DGUHC) du Ministère de l'Équipement, des Transports, du Logement, du Tourisme et de la Mer.

Les résultats statistiques constituent la majeure part de ce rapport. Des prolongements seront apportés sous forme d'articles scientifiques ou de communications à des colloques, qui seront transmis à la DGUHC et pourront également être présentés à sa demande au cours de réunions. Ils concerneront l'évaluation du prix hédoniste des attributs climatiques et des autres caractéristiques des localisations littorales et de montagne. A cette fin, un état de la littérature scientifique en ce domaine est également présenté dans ce rapport.

Le plan de ce rapport s'organise donc en trois chapitres : le premier porte sur l'évaluation des biens non marchands et les résultats de la littérature en ce qui concerne les aspects liés au climat et aux localisations littorale et de montagne ; le deuxième est consacré aux variables climatiques et aux résultats des traitements statistiques effectués pour obtenir des valeurs au niveau de chaque commune française ; enfin le troisième présente la situation du littoral et de la montagne du point de vue de la population et des équipements récréatifs.

Chapitre premier

-

L'évaluation des aménités non marchandes du littoral et de la montagne

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 destinés à éclairer les choix des décideurs les concernant. Le climat, les aménités récréatives, d'autres caractéristiques d'une localisation comme la vue de paysages font partie des biens publics non marchands et relèvent de cette logique. Ce sont des biens publics purs, comme le climat, ou impurs, comme ceux pour lesquels leur localisation dans l'espace limite la non-exclusion (l'accès à un point particulier de l'espace peut être interdit), la non-destruction (ce point peut être congestionné, sur-fréquenté) et la non-rivalité d'usage.

Même en l'absence de marché spécifique les concernant, ces biens s'achètent et se vendent à travers l'achat de points de l'espace où ils peuvent être consommés. L'exemple classique est celui d'une station balnéaire où des chambres d'hôtel, strictement identiques par ailleurs, donnent soit côté mer soit côté ville. La différence de prix entre ces chambres, identiques en tout sauf la vue, est imputable à cette différence : c'est le prix de la vue, et c'est le marché qui détermine ce prix. C'est le fondement de la méthode des prix hédonistes.

1. Les méthodes d'évaluation des biens non marchands

Il existe trois grandes familles de méthodes économiques permettant d'évaluer les biens non marchands :

Les méthodes des **préférences révélées** permettent de déduire le prix d'un bien non marchand du prix d'une dépense consacrée à son acquisition. Il s'agit, principalement, de la méthode des prix hédonistes et de celle des coûts de transport.

Les méthodes des **préférences déclarées** consistent en des enquêtes directes auprès d'agents économiques pour qu'ils déclarent cette valeur. Parmi celles-ci, la méthode d'évaluation contingente est la plus répandue.

Les méthodes du **coût de reconstitution du bien**, de sa remise en état ou de sa réparation sont le dernier groupe, appliqué, par exemple, lorsqu'il s'agit de nettoyer une plage polluée. Il s'agit généralement d'un calcul économique classique, que nous ne développerons pas ici.

La **méthode des prix hédonistes** permet de décomposer le prix global d'un bien, comme une habitation, pour obtenir le prix de chacun de ses attributs, en particulier celui des attributs liés à la localisation auxquels on s'intéresse. La **méthode des coûts de transport** mesure la dépense consentie pour aller visiter un site. Les prix hédonistes s'appliquent donc surtout à des biens résidentiels et les coûts de transport à des biens récréatifs. L'idée est que le bénéfice procuré par la visite d'un site est égal ou supérieur à la dépense en transport, car sinon le visiteur n'aurait pas fait le déplacement. On déduit de la somme des dépenses faites par tous les visiteurs la valeur récréative globale de ce site.

La **méthode d'évaluation contingente** procède par enquête, en décrivant à un enquêté un scénario qui implique le bien non marchand d'intérêt. Par exemple, il s'agit de proposer la réhabilitation d'un site dégradé, l'amélioration de services récréatifs d'un lieu touristique, la

mise en place d'un dispositif anti-bruit le long d'une autoroute, la protection d'une espèce animale en voie de disparition, etc. Le coût de la mesure est précisé et, après une présentation détaillée du scénario, on demande à l'enquêté son consentement à payer pour sa réalisation.

La précision de ce scénario et le réalisme de la question (en particulier : quel moyen de paiement est-il proposé et comment faire déclarer un montant monétaire ?) sont les grandes difficultés de cette méthode. Il est, en effet, fréquent que l'enquêté n'ait pas conscience du problème, qu'il ne soit pas utilisateur du service récréatif proposé, qu'il ait du mal à apprécier l'avantage, qu'il estime que ce n'est pas à lui de payer, etc. De plus, comme il s'agit d'un raisonnement hypothétique (si ... combien payeriez-vous ?), l'enquêté peut avoir du mal à rentrer dans le jeu et à déclarer la somme qu'il débourserait s'il était réellement en situation. Nous ne nous arrêterons pas davantage sur ces problèmes (Amigues *et al.*, 1996).

Si plusieurs méthodes d'évaluation sont couramment utilisées, c'est parce qu'aucune d'entre elles ne s'est imposée comme la meilleure. La raison est, en particulier, que les valeurs estimées ne sont pas les mêmes dans les méthodes de préférences révélées et déclarées. Avec les premières, on obtient des valeurs d'usage du bien non marchand : par exemple, le visiteur a fait un déplacement pour se rendre sur un site récréatif et il a consommé celui-ci. Les préférences déclarées permettent d'évaluer également des valeurs de non usage, comme : (i) les valeurs d'existence (i. e. la valeur que procure à un agent économique le fait de savoir qu'un bien existe, même s'il ne le consomme pas) ; (ii) les valeurs de legs (la valeur attribuée au fait de savoir que des générations futures pourront avoir l'usage d'un bien) ; (iii) les valeurs d'altruisme (prendre plaisir à savoir qu'un autre agent économique a du plaisir) ; (iv), enfin, des valeurs écologiques qui se traduisent par des valeurs d'usage sociales ou collectives (air pur, eau non polluée, etc.). Les préférences révélées donnent donc un minorant de la valeur totale du bien non marchand. Cependant, on s'accorde pour reconnaître que l'estimation de valeurs de non usage est la partie la plus difficile et la plus controversable des méthodes de préférences déclarées.

2. La méthode des prix hédonistes

2.1. Le principe

La méthode des prix hédonistes est la plus utilisée pour l'évaluation des biens qui nous intéressent ici, en particulier le climat. C'est une méthode particulièrement utile dans l'étude du logement ou de caractéristiques non-marchandes attachées à la localisation résidentielle. C'est ainsi qu'aux Etats-Unis on calcule une valeur statistique des logements qui sert d'assiette aux impôts locaux (Evans, 1995). Des fonctions de prix sont également constituées pour permettre aux opérateurs du marché immobilier de calculer le prix d'un bien à partir de ses attributs. On l'utilise également pour évaluer les aménités ou les nuisances des lieux, qu'il s'agisse de connaître la valeur d'une caractéristique environnementale particulière ou de calculer des indices de la qualité du cadre de vie, régulièrement établis pour les grandes villes américaines (Blomquist *et al.*, 1988 ; Jensen et Leven, 1997 ; Cragg et Kahn, 1997).

Cette méthode, appliquée au logement, part de l'idée que la décision résidentielle d'un ménage suppose de choisir un logement, qui est un bien complexe constitué d'attributs intrinsèques (taille, date de construction, confort, équipements, etc.), et d'une localisation qui présente des caractéristiques particulières (on parle parfois d'attributs « extrinsèques »). Le prix du logement est une combinaison de la valeur de l'ensemble des attributs intrinsèques et extrinsèques. Tout se passe comme si les ménages, face à cet ensemble d'attributs, cherchaient à constituer un « panier » de leur choix, dans le respect de leur contrainte budgétaire, en faisant l'acquisition d'un logement dont les attributs sont en proportion optimale compte tenu de leurs prix respectifs. L'idée de départ est donc très simple : le prix

d'un bien est égal à la somme des valeurs des attributs qui le composent. Cependant, l'étude du prix de ces attributs soulève des problèmes théoriques et statistiques complexes, dès lors qu'ils ne s'observent pas directement sur un marché et qu'il faut les obtenir à partir d'un autre prix, celui du logement.

Résumons les fondements théoriques de cette méthode (Rosen, 1974). Un ménage j présente des caractéristiques α_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.

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 :

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

2.2. Discussion des hypothèses et des problèmes

Arrêtons-nous quelques instants sur les principales critiques, objections et problèmes soulevés par cette méthode.

Les agents sont optimisateurs et rationnels

On reproche souvent à la microéconomie l'irréalisme de cette hypothèse à laquelle on oppose l'imprécision des perceptions des ménages, insensibles qu'ils seraient aux variables que les économètres font rentrer dans leurs équations. Cette critique n'est pas fondée car si l'agent économique obéit à une rationalité qui n'est pas celle que leur prête l'économiste, ou s'il perçoit mal les caractéristiques des logements, le modèle économétrique indiquera que les variables qui ont été introduites ne sont pas significatives. L'hypothèse de rationalité optimisatrice est réfutable : c'est donc une bonne hypothèse.

La fonction d'utilité doit être bien spécifiée

Si une caractéristique du logement est omise, des variables explicatives du prix corrélées à cette variable omise donneront des résultats biaisés. Reprenons l'exemple de chambres avec ou sans vue sur mer. Si la vue correspond à une orientation Sud, ce qui est un attribut recherché car il correspond à un meilleur ensoleillement, la différence de prix entre le côté mer et le côté ville (orienté au Nord) correspond donc à la somme du prix de la vue et du prix de l'ensoleillement. Si l'orientation n'est pas prise en compte, on commet une erreur en donnant à la vue un prix qui est la somme des prix des deux attributs.

Il n'y a pas de coût de transaction et l'ajustement sur le marché est instantané

Ce sont là des hypothèses à l'évidence irréalistes car les marchés ont un fonctionnement imparfait, qui connaît des inerties, des bulles, etc. Cependant, on peut montrer (Freeman, 1979) que ces imperfections accroissent la variance des estimateurs sans engendrer de biais statistique. C'est donc, comme le premier point, une question empiriquement tranchée par le modèle puisque celui-ci nous renseigne sur la précision des résultats.

L'offre de logement est diversifiée et continue et le consommateur trouve sur le marché la combinaison d'attributs de son choix

En réalité, le logement, ainsi que beaucoup d'attributs qui le composent, est un bien discret, dont on acquiert des nombres entiers (pièces sanitaires, tout à l'égout ou fosse septique, localisation à côté d'un centre commercial ou au cœur d'une forêt, mais pas de panachage des deux, etc.). L'approximation faite en ignorant ces problèmes de tout ou rien, d'incompatibilité et d'indivisibilité des biens, est acceptable si les biens et leurs combinaisons sont nombreux : elle se traduit alors par une imprécision sans introduire de biais. Cependant, il peut y avoir des défaillances du marché, en particulier lorsque l'offre n'est pas produite. Pour prendre un exemple, on peut préférer respirer un air pur mais accepter de vivre dans le centre des villes, où il est pollué, parce qu'on recherche avant tout les aménités urbaines de ces centres-villes. Si, par hypothèse, on ne peut trouver un bloc de caractéristiques composé d'aménités de centre-ville et d'air pur, l'estimateur du prix hédoniste de l'air pur sera biaisé.

La non linéarité de la relation prix du logement – quantité d'attributs

On suppose habituellement que le prix d'un bien varie linéairement avec la quantité. Si tel était le cas pour la fonction de prix hédoniste $P(H)$, sa dérivée par rapport à la caractéristique x_i serait une constante, égale au prix recherché p_i . Mais tel n'est pas le cas : la variation des prix n'est pas linéaire selon les quantités. Par exemple, le prix marginal d'une pièce dans un logement varie selon le nombre de pièces (le prix d'un logement de quatre pièces n'est pas quatre fois supérieur au prix d'un logement d'une seule pièce). La raison tient à l'existence de coûts fixes, de construction et de transaction.

Il en résulte que la dérivée de la fonction de prix hédoniste par rapport à la quantité du bien x_i n'est pas constante. Le consommateur qui achète un logement choisit simultanément la quantité et le prix et ce dernier varie avec la quantité. Ce choix simultané des deux grandeurs entraîne un biais, du fait que l'une des variables est à gauche de l'équation (le prix) et l'autre à droite (la surface). Pour résoudre ce problème, on utilise une relation non linéaire entre le prix du logement et les quantités d'attributs ainsi que la méthode des variables instrumentales.

Qualité des données

Finalement, il faut insister sur la question de la qualité des données qui n'est pas toujours traitée aussi soigneusement qu'il le faudrait dans les travaux sur les prix hédonistes. Sheppard (1999), par exemple, regrette les insuffisances des enquêtes et il raille les économistes « qui s'enflamment du manque de consistance d'une estimation, dû à un mauvais usage des variables instrumentales, mais qui cherchent rarement de bonnes données pour que la méthode des prix hédonistes soit réellement un guide pour l'action ». Il se lamente aussi « en voyant les économistes habitués à prendre les données comme ils les trouvent, sans fioritures, se rongant les sangs pour les analyser avec des techniques optimales, même si la réduction de l'erreur ainsi obtenue est dérisoire en comparaison de celle due à la structure des données (ou à l'omission de variables) » (Sheppard, 1999). En effet, il manque presque toujours certaines variables importantes dans les bases de données disponibles.

2.3. Comment interpréter les prix hédonistes obtenus ?

Qu'est-ce qui est mesuré ?

Blomquist (1988) montre que la méthode des prix hédonistes conduit à des valeurs supérieures à celles de la méthode d'évaluation contingente. La raison tient à un mécanisme fondamental : le tri des consommateurs par le marché. Supposons qu'il existe deux types de ménages et que ceux du premier type (riches) évincent du marché ceux du second type (pauvres). Du fait de ce tri, une évaluation par la méthode contingente réalisée sur l'ensemble

de la population donne une valeur du bien inférieure au prix hédoniste. En effet, le prix hédoniste est celui des ménages prêts à payer le plus cher. Le consentement à payer déclaré dans l'enquête contingente est la moyenne de ce prix et d'un prix inférieur, celui des ménages évincés du bien, qui ne sont pas prêts à payer autant que les premiers.

L'auteur a vérifié que la valeur de la vue sur le lac Michigan à Chicago correspondait à cette prédiction : d'une part, la valeur moyenne attribuée par les acheteurs (en leur demandant de combien il faudrait baisser leur loyer pour qu'ils consentent à se priver de cette vue) est supérieure au prix hédoniste (car certains d'entre eux auraient été prêts à payer plus cher) ; d'autre part, ceux qui sont privés de cette vue seraient prêts à payer, pour en bénéficier, un prix inférieur au prix hédoniste, qui est le prix du marché (la question était : combien seraient-ils prêts à payer pour en profiter ?) ; c'est pourquoi ils sont évincés du marché.

Cette propriété est importante pour une collectivité territoriale qui déciderait de fonder une politique environnementale, comme produire un bien non-marchand, sur le prix hédoniste révélé par le marché, en faisant financer cette production par l'ensemble des contribuables. Une telle politique serait inévitablement impopulaire, indépendamment du mécontentement de non consommateurs ayant participé au financement, car elle surestimerait le prix que l'électeur médian est prêt à payer pour ce bien.

Prix marginal

L'estimation de prix hédonistes est parfois utilisée pour évaluer le bien-être apporté par des biens publics locaux ou des biens environnementaux. Dans ce cas, on ne s'intéresse pas seulement au prix que le consommateur consent à payer pour obtenir une unité supplémentaire, mais on veut estimer le surplus généré par une variation de ce bien, qui est souvent importante. Or, la méthode utilisée ne le permet pas. La raison est que le prix hédoniste d'un attribut est égal à la dérivée du prix du logement par rapport à cet attribut, donc pour une petite variation autour du point d'équilibre. Pour une variation importante de la quantité, conduisant en un autre point de la courbe, la dérivée aura une valeur différente. La seule chose qui puisse être dite est que, pour les consommateurs ayant acquis l'attribut, le consentement à payer pour une variation non infinitésimale est inférieur au prix hédoniste.

En résumé, retenons qu'il n'est pas possible, à partir du modèle économique utilisé, d'extrapoler les prix hédonistes obtenus à des variations non infinitésimales d'un attribut paysager. Ces prix sont supérieurs au consentement à payer d'un consommateur pour une variation non infinitésimale et ils sont aussi supérieurs au prix moyen que l'ensemble des agents économiques (consommateurs et non consommateurs) seraient prêts à payer. Ils fournissent donc un majorant de la valeur d'usage des biens non marchands étudiés, mais peut-être un minorant de leur valeur totale s'il existe des valeurs de non usage.

3. Le prix hédoniste du climat

Les travaux sur le prix du hédoniste climat sont anciens, puisque, à notre connaissance, ils remontent à l'article de Hoch et Drake (1974). Ils ont été particulièrement marqués par les travaux de Cragg et Kahn (1997 ; 1999) et depuis peu ils se développent en Europe, bien qu'aucun d'entre eux ne concerne spécifiquement la France. Les mouvements de population vers les Etats du sud des Etats-Unis sous-tendaient ces études au XXème siècle : il s'agissait de rendre compte de ces migrations par des indices de qualité de la vie, incluant une forme d'héliotropisme. D'ailleurs, dans certains de ces travaux, les attributs climatiques n'étaient que des variables parmi d'autres utilisées 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).

Les travaux actuellement disponibles ont adopté une petite échelle géographique : il s'agit de l'ensemble des Etats américains, de plusieurs dizaines de villes éparpillées dans le monde, ou de plusieurs dizaines de pays. Il n'y a que peu d'exemples où des données ont été analysées à plus grande échelle (Englin, 1996 constituant une exception), et aucun travail n'a été réalisé à celle que nous nous proposons d'adopter, qui est la commune française. Les petites échelles des travaux actuels ne permettent pas d'analyser les effets de variations climatiques locales, comme celles que produisent les influences marines sur une bande littorale ou celles de l'altitude ou de l'exposition dans les régions de montagne. Cependant, il n'y a pas de raison pour que des variations climatiques à une échelle macro régionale n'aient pas des effets comparables à une échelle locale. C'est pourquoi ces travaux sur le prix hédoniste du climat mesuré à de petites échelles, qui de ce fait ne traitent pas spécifiquement du climat du littoral ou de la montagne sont utiles pour analyser les effets climatiques de ces localisations particulières.

3.1 Le prix hédoniste du climat dans les Etats américains

Hoch et Drake (1974) ont réalisé un travail pionnier aux Etats-Unis et ils soulignent d'ailleurs le caractère expérimental de leur travail. Ils estiment le prix hédoniste d'attributs climatiques à partir d'équations de salaire pour les aires métropolitaines des Etats-Unis. Ils font l'hypothèse que, toutes choses égales d'ailleurs, les travailleurs acceptent des salaires inférieurs lorsqu'ils bénéficient de bonnes conditions climatiques et qu'il faut compenser les mauvais climats par des salaires plus élevés. Simultanément, Rosen (1974) puis, quelques années plus tard, Roback (1982) montrent qu'il faut combiner la capitalisation dans les salaires et celle dans les rentes foncières pour obtenir un effet total des (dés)aménités des lieux. Hoch et Drake, en restant aux seuls salaires, estiment des équations séparées pour différentes professions, avec quelques variables de contrôle des attributs non climatiques (population et son évolution, densité de population, composition raciale, région). Les variables climatiques sont les températures de Juillet et Janvier (forme quadratique), les précipitations annuelles, une interaction entre température estivale et pluviométrie, la vitesse du vent et quelques autres qui n'ont pas été retenues dans les équations finales car elles n'avaient pas d'effet significativement non nul (nombre de jours de températures extrêmes, hauteur de neige, etc.).

L'estimation économétrique est assez simple, mais elle pointe un problème de simultanéité : l'urbanisation (taille des villes, densité de population) dépend du climat mais, lorsqu'on régresse les variables climatiques sur des variables explicatives géographiques (latitude, région, etc.) on observe que le climat dépend aussi de l'urbanisation, phénomène attribué aux émissions de particules et à un effet 'urban heat island', i.e. des bulles urbaines de chaleur. En effet, l'activité humaine modifie le climat non seulement à l'échelle de la planète, mais aussi à l'échelle locale des agglomérations. Nous observons la même chose en France : dans le chapitre 2 de ce rapport, les régressions expliquant les variables climatiques dépendent du système urbain, principalement à travers la taille des villes, de même que d'autres variables anthropiques, comme le couvert végétal. Cette liaison à double sens entre climat et activité humaine est au cœur du débat sur le changement climatique global mais, à notre connaissance, elle n'est pas prise en compte dans les travaux économétriques sur le prix du climat. Comme le notent Hoch et Drake (1974), elle ne pose problème que si la covariance entre les variables climatiques expliquant le niveau des salaires est corrélée à l'erreur.

Les résultats de leur étude montrent des effets significatifs de la plupart des variables climatiques sur le niveau des salaires, en particulier de la température de Juillet, mais aussi,

quoique à un moindre degré, de celle de Janvier, des précipitations et de la vitesse du vent. Les formes quadratiques permettent de calculer que la température estivale optimale est de 74°F et qu'elle est inversement reliée aux précipitations : elle est supérieure dans les régions sèches et inférieure dans les régions arrosées. Le lien entre ces deux variables se traduit aussi par le fait que lorsque la température estivale augmente, l'effet des précipitations estivales sur le salaire change de signe : elles sont une aménité lorsque les températures sont basses, une nuisance lorsqu'elles sont élevées (comme dans les Etats humides du sud). Une diminution de la température de 2.25°C se traduit par une augmentation des salaires de 1,3%, compensation nécessaire de cette dégradation du climat, à laquelle s'ajoute 0,6% lorsque les précipitations diminuent de 20% environ, soit + 2% du salaire lorsque les deux dégradations se cumulent.

D'autres travaux suivirent, dans lesquels des variables climatiques étaient introduites sans que le climat ne soit le domaine d'intérêt principal dans ces études. Dans celle de Roback (1982), portant sur une centaine de grandes villes américaines, les variables climatiques sont l'enneigement, le nombre de jours nuageux et dégagés. Elles sont significatives avec le signe attendu dans les équations de salaire, mais pas dans celles de rente.

Henderson (1982) estime également des équations de salaire pour les aires métropolitaines américaines. Il montre, tout d'abord, que l'utilisation de données moyennes pour chaque métropole permet de contrôler la capitalisation foncière à travers le prix moyen des logements de chacune d'elles, sans qu'il soit nécessaire d'estimer une équation de valeurs immobilières. Il note, avec surprise mais tout comme Rosen (1979), que les salaires sont inférieurs toutes choses égales d'ailleurs au centre des aires métropolitaines.

Les quatre variables d'aménités qui sont significatives dans les équations de salaire de Henderson (1982) sont la criminalité, l'ensoleillement diurne, le linéaire de plage par habitant et le pourcentage d'adultes ayant une éducation supérieure. Une augmentation d'un écart-type de l'ensoleillement (soit + 6,4% pour une moyenne de 60% des journées où brille le soleil) réduit les salaires de 2,9%. L'ajout à l'équation de la température moyenne de Juillet a un signe positif et elle rend plus négatif le paramètre de l'ensoleillement, montrant ainsi que ce dernier est une aménité plus appréciée dans les régions aux étés moins chauds. L'accroissement d'un écart-type de la longueur des plages pour 100 000 habitants (soit + 1,1 mile, pour une moyenne de 1,1 mile) se traduit par une baisse de 1% du salaire. D'autres variables d'aménités ne sont pas significativement différentes de zéro, comme le pourcentage de noirs et de personnes sous le seuil de pauvreté, les précipitations annuelles, la pollution de l'air, les superficies en parcs publics ou en rivières, la densité de médecins. Des variables indicatrices régionales ont des signes positifs pour le Nord-Est, montrant une situation dégradée cohérente avec les soldes migratoires négatifs de cette région.

Hoehn *et al.* (1987) estiment, comme Roback (1982) des équations de salaire et de rente pour près de 300 villes américaines avec six variables climatiques, toutes très significatives dans l'équation de rente : précipitations, vitesse du vent, jours de grand froid et de fortes chaleurs, humidité, ensoleillement. Seules les trois premières sont significatives dans l'équation de salaire. Ces estimations sont reprises par Blomquist *et al.* (1988) pour calculer des indices de qualité de la vie.

Cragg et Kahn (1997) se centrent, comme Hoch et Drake (1974) sur les questions climatiques. Ils combinent des équations hédonistes de salaire et de rente estimées sur l'ensemble de la population, qui permettent d'obtenir des estimations du prix de différents attributs, et ensuite une équation de migration entre Etats américains estimée en utilisant les résultats précédents sous forme d'un modèle logit conditionnel. Plus précisément, l'équation hédoniste de salaire dérive d'une équation à la Mincer où le salaire dépend du capital humain, selon des paramètres qui peuvent varier selon les Etats, et de variables climatiques. De même,

l'équation de rente hédoniste est à la Rosen et autorise également des variations de coefficients selon les Etats. Le modèle logit, estimé pour trois classes d'âge et deux niveaux d'éducation, écrit que la probabilité de migrer vers un Etat (sur les 48 possibilités) dépend du salaire espéré (précédemment estimé), de la rente espérée (idem), du panier d'aménités climatiques offertes et d'un facteur aléatoire.

L'équation hédoniste de rente donne des résultats dans l'ensemble acceptables en imposant que les variables de capital humain ou de caractéristiques des logements aient partout le même prix hédoniste. C'est ainsi que se capitalisent en positif dans les rentes la température moyenne de Février, l'ensoleillement et les plages, en négatif l'humidité et la température moyenne de Juillet. Cependant, les précipitations annuelles ont un signe positif. Par contre, le signe de cette variable dans l'équation de salaire est positif, comme attendu, alors que les autres variables ont en général le mauvais signe. En autorisant les variables non climatiques à varier selon les Etats, les résultats sont généralement moins bons.

Le modèle logit de migrations, qui utilise les estimations précédentes, donne de meilleurs résultats. En faisant augmenter d'un écart-type les variables climatiques, les auteurs montrent que la température de Février est l'attribut le plus valorisé par les ménages. Les plus diplômés ayant de 30 à 40 ans sont prêts à payer \$1200 pour une telle augmentation (soit 10,4°F), ceux ayant entre 40 et 50 ans \$3700 et les plus âgés \$10900. Ces valeurs sont supérieures pour les ménages moins diplômés, ce qui surprend les auteurs. Les diplômés de 40 à 50 ans sont prêts à payer \$4400 si la pluviométrie diminue d'un écart-type, \$5800 pour une baisse d'un écart-type de la température de Juillet, \$1900 pour accroître d'un écart-type l'ensoleillement et \$3900 pour réduire dans la même proportion l'humidité.

Il est intéressant de noter que ces consentement à payer des migrants pour des améliorations climatiques sont beaucoup plus élevées que les prix hédonistes obtenus précédemment, qui sont toujours inférieurs à \$1000 en valeur absolue, lorsqu'ils sont significativement non nuls et qu'ils ont le signe attendu. Les auteurs ne s'attardent pas sur ce résultat.

Ces mêmes auteurs font ensuite une étude des variations du climat et de son prix de 1940 à 1990, toujours au niveau des Etats américains (Cragg et Kahn, 1999). Ils montrent tout d'abord que, du fait des migrations vers le sud, la température moyenne de Février est passée de 34,6°F à 36,9°F pour l'Américain moyen : « le pays consomme davantage de climat tempéré », disent-ils. Ceci est encore plus vrai pour les retraités. Ils concluent que le climat est un bien normal, dont la consommation augmente avec le revenu et que le consentement à payer pour des hivers doux augmente avec l'âge. Mueser et Graves (1995) aboutissent également à la conclusion que les aménités climatiques (climat tempéré, ni trop froid l'hiver ni trop chaud l'été) contribuent largement à l'explication des migrations aux Etats-Unis durant la période 1950-80 (ils leur attribuent un rôle supérieur à celui des différentiels de salaires).

Les Etats du sud, qui connaissaient des hivers doux et des étés chauds, pâtissent moins de ces derniers avec le développement de l'air conditionné, ce qui peut avoir des conséquences sur l'utilité des ménages et sur la productivité des firmes. La capitalisation dans les rentes et les salaires peut dépendre de l'intensité de ces effets, mais aussi de la composition des ménages : lorsqu'ils comptent deux actifs, ils devraient choisir de préférence des régions où ce sont les rentes qui capitalisent les aménités (or, l'entrée massive des femmes sur le marché du travail produit ce type de ménage), alors que lorsqu'ils ne comptent pas d'actifs ce sont les régions où les salaires capitalisent les aménités qui doivent être recherchées (or, l'allongement de l'espérance de vie accroît la part des ménages de retraités). Les migrations des différents types de ménages devraient être cohérentes avec ces hypothèses de comportement. Cragg et Kahn (1999) estiment deux équations, de rente et de salaire, en coupes transversales pour quatre dates. Les paramètres peuvent varier selon les dates, mais pas selon les Etats : des marchés

nationaux unifiés du travail et du logement sont supposés. Le climat est représenté par les températures moyennes de Février et Juillet et le pourcentage de jours ensoleillés ou humides.

Les équations de salaire montrent qu'en 1960, une augmentation d'un écart-type de la température de Février (10,4°F) faisait baisser le salaire de 3,1%. Mais en 1990, la température de Février n'est plus capitalisée dans les salaires. Parallèlement, la compensation salariale des températures de Juillet a diminué au cours du temps, un écart-type en plus faisant monter les salaires de 3,6% en 1960 et étant à peine significatif en 1990. L'ensoleillement ne montre pas une pareille régularité : il n'est significatif qu'une seule année. L'humidité, par contre, a un effet régulier et positif : le salaire augmente de 4,1% lorsqu'elle augmente d'un écart-type.

Les équations de rente donnent des résultats différents. Les températures de Février étaient capitalisées en négatif dans le prix des logements en 1960 et 1970 et le signe est devenu positif en 1990. Les températures de Juillet sont l'exact opposé de celles de Février. L'ensoleillement n'est significativement positif qu'en 1990, alors que l'humidité fait toujours augmenter les rentes, ce qui est un résultat contre intuitif. Cependant, ces résultats reposent sur un faible nombre d'observations et peu de variables de contrôle des caractéristiques du logement. Ils sont meilleurs pour 1980 et 1990 lorsqu'on utilise des données qui sont meilleures et plus nombreuses au niveau des aires métropolitaines : la température de Juillet a l'effet négatif attendu, et l'ensoleillement un effet positif. Ceci montre l'importance de la qualité des données dans les travaux de ce type.

Entre 1960 et 1990, les ménages ont accru de \$703 leur paiement en rente pour consommer du climat (le climat du Minnesota étant normalisé à zéro). Les résultats sont presque identiques pour les moins et les plus de 65 ans. Par contre, les compensations salariales, qui étaient de \$1144 en 1960 sont tombées à \$179 en 1990. En cumulant les deux évolutions, les retraités payent davantage pour le climat en 1990 qu'en 1960, alors que pour les ménages d'actifs le prix consenti a plutôt diminué. Ces évolutions peuvent provenir des prix ou des quantités de climat consommé. Pour distinguer les deux effets, les auteurs calculent, enfin, un indice de Laspeyres du prix du climat pour les 40 années étudiées (en supposant que la population est restée en 1990 aux mêmes localisations qu'en 1960), qui montre que les évolutions sont dues à des effets de prix plutôt que de quantités.

Retenons plusieurs conclusions de ces travaux menés sur les Etats-Unis. Premièrement, d'un point de vue méthodologique, si la capitalisation des attributs climatiques dans les salaires a été privilégiée dans les premiers travaux, celle dans les valeurs immobilières doit également être prise en compte et elle semble jouer un rôle croissant au fil du temps. La capitalisation du climat dans les rentes devait être plus importante encore dans un pays comme la France où il existe des réglementations qui tendent à égaliser les salaires sur le territoire (salaire minimum, conventions collectives, salaires des fonctionnaires), forces unificatrices qui n'existent pratiquement pas dans le cas du marché du logement (malgré le secteur des logements sociaux). La capitalisation dans les rentes doit donc jouer un rôle plus important qu'aux Etats-Unis ; celle qui peut intervenir sur le marché du travail ne doit cependant pas être ignorée. Toujours sur le plan méthodologique, il faut noter, en deuxième lieu, les problèmes qui peuvent résulter de marchés du travail ou du logement non homogènes au plan national et l'endogénéité possible de certaines variables, qui peuvent se traduire par des ennuis économétriques. La non rétroactivité du temps permet d'éliminer ce dernier problème, tel que Hoch et Drake (1974) l'avaient posé : si le climat actuel dépend en partie de décisions humaines antérieures, le climat constaté antérieurement que nous ferons intervenir comme variable explicative (moyennes trentenaires) n'est pas influencé par les marchés actuels du travail ou du logement qui nous donnent les variables expliquées (pour la grande majorité comprises entre 1992 et 2002).

En troisième lieu, retenons que les températures hivernales et estivales (Janvier ou Février, Juillet) ont des prix hédonistes significativement non nuls 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.

La quatrième conclusion qui se dégage concerne le niveau d'échelle. L'étendue du continent Nord-Américain amène à raisonner au niveau des Etats ou d'un nombre élevé de métropoles, réparties sur plusieurs millions de kilomètres carrés. Pourtant, les Etats-Unis connaissent des variations climatiques à plus grande échelle, en particulier sur les régions côtières ou de montagne. Ces effets locaux sont ignorés en raisonnant au niveau des Etats. Ils sont davantage pris en compte lorsque les variables climatiques sont obtenues selon la localisation précise des métropoles, mais les aspects locaux, par exemple liés à des climats océaniques, ne sont pas analysés en tant que tels.

3.2 Les travaux sur le prix du climat en Europe

Les travaux sur l'Europe sont peu nombreux et on retrouve presque toujours le nom de Maddison parmi les auteurs, ce qui montre un retard par rapport aux études d'Outre-Atlantique.

Maddison et Bigano (2003), ont analysé le prix du climat en Italie en examinant, pour les 95 provinces du pays, les salaires régionaux nets du coût du logement et des impôts. Les variables explicatives sont des attributs géographiques (longitude et latitude, variables indicatrices de régions, de zones de montagne ou littorales) et climatiques : températures et précipitations de Janvier et Juillet, jours de ciel dégagé. Des régressions séparées sont faites pour cinq différentes régions et le prix des variables climatiques est estimé pour cinq villes. Les résultats montrent que les températures de Juillet ont un effet négatif sur le bien-être (environ 700 000 liras par ménage et par an pour un degré Celsius), de même que les précipitations de Janvier (environ 30 à 40 000 liras par ménage et par an pour un millimètre de pluie). Parmi les autres variables climatiques, le nombre de jours de ciel clair a un effet significatif seulement pour Milan (ce que les auteurs attribuent à la fréquence de brouillards persistants dans la plaine de Pô).

Maddison (2001) a calculé le prix hédoniste du climat de Grande-Bretagne à partir d'équations de salaire et de rente, estimées pour 127 zones. Les variables climatiques sont les moyennes annuelles de température, de précipitation et d'heures d'ensoleillement. Les deux premières sont significatives dans la fonction de prix du logement, mais aucune d'entre elles dans celle de salaire. Rehdanz (2004) a également étudié le prix hédoniste du climat en Grande Bretagne, avec une équation de salaire identique à celle de Maddison et Bigano (2003). Elle considère, à tort évidemment, que des variables comme le taux de chômage, la densité de population, la criminalité ou les biens publics locaux ne doivent pas être intégrés dans l'équation hédoniste car ce sont des variables endogènes. De plus, elle introduit des variables indicatrices régionales, qui sont probablement liées aux variables climatiques et qui captent une partie de l'effet de ces dernières : l'équation retenue ne permet d'estimer que des effets de variations intra régionales du climat, qui sont probablement moindres que ceux des variations entre régions. Les variables climatiques qu'elle utilise sont les moyennes mensuelles de l'ensoleillement, de la vitesse du vent, des jours de pluie et de gelée, des précipitations, des températures, ainsi que l'humidité et la pression atmosphérique. Les résultats sont évidemment entachés par ces choix méthodologiques. C'est ainsi qu'il est étonnant que la proximité de la mer soit une désaménité, même si l'auteur explique ce résultat

par la crise de la pêche. Le prix hédoniste la température est positif, celui des précipitations négatif.

La même auteure a également estimé le prix hédoniste du climat en Allemagne (Rehdanz, 2004), à partir d'observations individuelles (5300 pour les logements, 6900 pour les salaires) pour lesquelles elle dispose de bonnes variables de contrôle. Des régressions séparées ont été réalisées pour 12 régions. Les résultats sont conformes aux attentes pour les équations de prix des logements, avec un prix hédoniste positif pour la température moyenne de Janvier et un prix négatif pour celle de Juillet et pour les précipitations de Janvier. Ils ne sont pas significatifs ni stables selon les régions pour les équations de salaire. La somme des deux prix, corrigée du signe, donne un résultat plutôt incertain.

Frijters et Van Praag (1998) ont utilisé une méthode de préférences déclarées sur la qualité du logement, traitée par un modèle probit ordonné. Leur étude porte sur la Russie, où près de 4000 ménages ont été enquêtés et des comparaisons sont faites avec un travail antérieur portant sur l'Europe entière (van Praag, 1988). Dans cette dernière étude, les variables climatiques sont des moyennes annuelles de température, humidité et précipitations. Les résultats montrent des effets significatifs de ces variables sur le bien-être pour les 8 pays européens étudiés, ainsi que de la température et des précipitations pour la Russie. L'étude de 1998 comporte davantage de variables, dont certaines sont des moyennes mensuelles. Les trois variables les plus significatives, en tenant compte de nombreuses interactions entre variables, sont la température annuelle, celle de Juillet et la hauteur des précipitations.

Retenons, en conclusion, que les travaux sur le prix hédoniste du climat en Europe sont peu développés, en regard de ceux menés aux Etats-Unis où, pourtant, ils ne sont guère nombreux. C'est un paradoxe, car on considère souvent que la population préfère les climats méridionaux et que ce goût explique des mouvements migratoires internes à certains pays, comme la France, ou entre pays (migrations de retraite en particulier). Les achats que font en France nombre de nos voisins septentrionaux, qui se développent fortement, s'expliquent peut-être, être autres raisons, par cet attrait climatique. Le faible nombre de travaux sur cette question apparaît donc comme un manque. Il peut s'expliquer par les difficultés rencontrées : données météorologiques fines, collaboration nécessaire entre climatologues, géographes et économistes.

3.3 Le changement climatique global

Nordhaus (1996) a réalisé une étude ancienne sur les effets du changement climatique planétaire sur le prix hédoniste du climat, à partir d'estimations d'équations de salaire, mais c'est à partir des années 2000 que des travaux plus systématiques ont commencé à se développer..

C'est au niveau de 88 pays que Maddison (2003) réalise la première étude internationale sur les conséquences pour le bien-être du changement climatique global. Il utilise des fonctions de demande, de type *Almost Ideal Demand System*, dont les arguments sont le revenu et le système de prix des biens, en considérant que les facteurs climatiques interviennent comme un coût fixe ou un facteur d'échelle (de la même façon que le nombre d'unités de consommation d'un ménage est utilisé pour constituer une fonction de demande unitaire). Il distingue quatre groupes de biens, l'alimentation, l'habillement, le logement et les autres postes de consommation, pour lesquels il utilise des prix en parité de pouvoir d'achat. Les précipitations et des températures mensuelles moyennes sont également disponibles pour les principales villes (pour la France : Paris, Lyon, Marseille). L'auteur calcule également l'écart entre la valeur maximale et minimale de ces variables pour chaque observation et l'écart par rapport à la moyenne générale des observations. Quelques autres variables de contrôle sont introduites (pourcentage de musulmans, d'analphabètes, etc.). Au total, 60 paramètres sont

estimés à partir de 150 observations environ. De plus, l'auteur reste assez vague sur l'équation exacte qu'il utilise, ce qui ne permet pas d'être sûr de sa validité.

Les résultats sont parfois surprenants. C'est ainsi que de fortes amplitudes de température ou des déviations importantes par rapport à la moyenne mondiale augmentent la part budgétaire de tous les biens, sauf celle du logement. La pluviométrie a les mêmes effets. En bref, seule la part budgétaire du logement n'est pas affectée par les variables climatiques. L'auteur calcule ensuite, à partir de ses estimations, l'effet d'une augmentation de 2,5°C de la température mondiale, en utilisant les simulations d'un modèle climatique qui donne les effets régionaux de ce changement global sur les températures et la pluviométrie.

Rehdanz et Maddison (2005) étudient les effets du climat sur le bonheur (happiness) à partir d'un panel de 67 pays, en utilisant la base de données mondiales sur le bonheur (World Database of Happiness) Il s'agit d'interviews positionnant les réponses sur une échelle de « not at all happy » jusqu'à « very happy » ; la Bulgarie ou la Moldavie sont, selon les années, le pays le moins heureux, l'Islande, le Venezuela et les Etats-Unis sont le pays qui l'est le plus.

Pour ce qui est des variables non climatiques de contrôle de la régression, il apparaît que le produit national brut et l'espérance de vie influencent positivement le bonheur, alors que la religion bouddhiste rend triste. Les autres variables (autres religions, inflation, chômage, degré d'urbanisation, niveau d'instruction, libertés publiques, etc.) sont sans influence sur le bonheur des populations. Une température élevée du mois le plus froid accroît le bonheur, alors qu'elle le diminue pour le mois le plus chaud. Les pays très secs sont assez tristes. Ces estimations sont utilisées pour prédire le bonheur ou la tristesse des populations en 2069.

En conclusion, retenons de ces travaux sur les effets économiques régionaux du changement climatique global qu'ils sont à un stade embryonnaire. Ils reposent, pour l'essentiel, sur un seul auteur. Ils utilisent des modèles climatiques qui sont eux-mêmes en cours de développement et les modèles d'évaluation économique mis en œuvre sont discutables. Ce n'est pas le lieu ici de faire la critique de la mesure internationale du bonheur, bien que les limites de telles enquêtes soient faciles à deviner, ni des données économiques introduites comme variables de contrôle, dont on connaît aussi les limites, ou d'autres variables sociologiques ou de civilisation dont le choix est discutable, comme les religions dominantes. Les résultats actuels nous semblent trop fragiles et discutables pour nous y arrêter. Cependant, la question est d'une grande importance : si le climat a un prix et que son changement global se décline différemment selon les régions du globe, l'estimation monétaire de ces différenciations est un chantier inscrit sur l'agenda des chercheurs.

4. Le prix hédoniste d'autres attributs du littoral ou de la montagne

Nous avons insisté sur les aspects climatiques, qui présentent de fortes spécificités dans les deux types de régions qui nous intéressent ici, littoral et montagne, comme le montrera la suite de ce rapport, mais aussi parce que la littérature scientifique est assez pauvre sur l'estimation du prix hédoniste d'autres attributs de ces régions. Tout d'abord, il faut noter que, si le littoral est une localisation bien identifiée (malgré quelques zones de flou : deltas, étangs d'eau salée, etc.), il n'en va pas de même de la montagne. La question du tourisme blanc est abordée par les économistes dans des travaux de gestion de ces espaces, mais il n'y a pas, à notre connaissance, d'évaluation du prix hédonistes d'attributs non marchands des régions de montagne, qui est la question qui nous occupe ici.

En effet, la montagne n'est pas un objet économique facile à définir : il y a en montagne des stations de sport d'hiver de taille très variable, dont quelques-unes sont de fortes

concentrations touristiques, des zones de tourisme diffus, des régions en déclin économique et/ou démographique, les régions montagnardes sont situées près ou loin de grandes métropoles, etc. Ces territoires, dans leur diversité ainsi esquissée, sont à des altitudes très différentes (en France les communes de montagne peuvent culminer à moins de 1000 mètres ou à plus de 3000 mètres) et à des latitudes variables qui, selon qu'elles sont septentrionales ou méridionales modifient leur morphologie et leur fonctionnement économique.

En ce qui concerne le littoral, les travaux appliqués ou conduits dans une optique de gestion de ce secteur économique sont nombreux. D'ailleurs, il existe une revue spécialisée, *Coastal Management*, dont le titre indique explicitement le contenu. D'autres revues dédiées au tourisme s'intéressent également aux zones littorales, comme *Tourism Economics* (voir par exemple Espinet *et al.*, 2003, pour une étude sur la Costa Brava espagnole). Pour ce qui concerne le prix d'attributs non marchands, la localisation sur un front de mer offrant une vue est un des attributs les plus étudiés. Il est introduit dans de nombreux travaux, dont certains sont anciens (Shabman et Bertelson, 1979). C'est, évidemment, parce que le prix hédoniste d'une telle localisation est élevé.

C'est ainsi que Michael *et al.* (2003), introduisent une variable dummy sur la localisation sur le front de mer dans une étude sur les pertes occasionnées par la montée du niveau de la mer attendue du changement climatique global. Ils simulent les effets d'une montée de 1 mètre d'ici 2100, en distinguant les zones définitivement inondées de celles subissant des montées temporaires des eaux, dans trois zones du Maryland. Le front de mer a un prix hédoniste qui, selon les équations, varie entre 40 et 130% du prix des habitations, la majorité des estimations se situant autour de 50 à 60%.

Bin et Polasky (2003) ont également estimé la valeur de la proximité de la mer, en s'intéressant au prix hédoniste de zones humides côtières ou intérieures de Caroline du Nord. Les premières ont un prix positif, qui inclut probablement la proximité de la mer : \$13 000 pour une maison située à 50 mètres comparée à une maison identique à 600 mètres. Les secondes un prix négatif de \$10 000 pour le même mouvement. Le front de mer apporte une plus-value supplémentaire de \$180 000 (pour des maisons dont la valeur est comprise entre \$130 000 et \$240 000).

En étudiant le ré-ensablement de plages, Parsons et Noailly, J. (2003) estiment par la méthode hédoniste qu'une maison sur une bande côtière apporte une plus-value de \$130 000 à laquelle s'ajoute, pour celles situées directement sur le front de mer, une plus-value de \$132 000 (le prix moyen des maisons étant de \$220 000), soit des plus-values cumulables de 54 et 42%.

D'autres travaux estiment le prix d'eaux limpides (sans algues vertes, eutrophisation), comme Söderqvist *et al.* (2003) pour la Suède ou le prix de la lutte contre l'érosion (Pompe, 1999) et, en particulier, du ré-ensablement de plages dont le sable est dragué par l'Océan comme Kriesel *et al.* (2004), Parsons et Noailly (2003), Shivlani *et al.* (2003), etc. De tels travaux sont très éloignés de la question qui nous occupe ici.

La localisation sur le front de mer ainsi que, probablement, la vue sur la mer est des attributs d'une grande importance par la valorisation qu'ils apportent aux biens immobiliers. Il est probable que cette conclusion, tirée de travaux américains, s'applique également à l'Europe. Les données dont nous disposerons dans la suite de cette étude, pour estimer des prix hédonistes, ne permettront malheureusement pas d'intégrer cette variable qui n'est pas renseignée dans les enquêtes *Logement* de l'INSEE.

Références bibliographiques du chapitre 1

- Amigues, J.P., Desaignes, B., Vuong, Q. H. (1996) – L'évaluation contingente : controverses et perspectives – *Cahiers d'Economie et Sociologie Rurales*, n° 39-40.
- Bin, O., Polasky, S. (2003) – *Valuing inland and costal wetlands in a rural setting using parametric and semi-parametric hedonic models* – Working paper.
- Blomquist, G. (1988) – Valuing urban lakeview amenities using implicit and contingent markets – *Urban Studies*, 25, 333-340.
- 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.
- 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.
- Englin, J. (1996) – Estimating the amenity value of rainfall – *Annals of Regional Science*, 30, 273-283.
- Espinete, J.M., Saez, M., Coenders, G., Fluvia, M. (2003) - Effect on prices of the attributes of holiday hotels: a hedonic price approach - *Tourism Economics*, 2003, 9 (2).
- Evans, A., W. (1995) – The Property Market: Ninety Per Cent Efficient? – *Urban Studies*, 32: 5-29.
- Freeman, A. M. (1979) – Hedonic Prices, Property Values and Measuring Environmental Benefits: A Survey of the Issues – *Scandinavian Journal of Economics*: 154-171.
- Frijters, P., Van Praag, S. (1998) – The effects of climate on welfare and well-being in Russia – *Climatic Change*, 39: 61-68.
- Henderson, J. V. (1982) – Systems of Cities and Open Economy – *Regional Science and Urban Economics* 12:325-350.
- Hoch, I., Drake, J. (1974) – Wages, Climate, and the Quality of Life – *Journal of Environmental Economics and Management*, 1, 268-295.
- Hoehn, J., Berger, M., Blomquist, M.G. (1987) – A hedonic model of wages rents and amenity values – *Journal of Regional Science*, 27 (4): 605-620.
- Jensen, M. J., Leven, C. L. (1997) – Quality of life in central cities and suburbs – *Annals of Regional Science*, 31: 431-449.
- Kriesel, W., Keeler, A., Landry C. (2004) – Financing beach improvements: comparing two approaches on the Georgia Coast – *Coastal Management*, 32, 4: 433-447.
- Maddison, D. (2001) – *The amenity value of the global climate*, Earthscan, London;
- Maddison D. (2003) – The amenity value of the climate: the household production function approach – *Resource and Energy Economics*, 155-175.
- Maddison, D., Bigano, A. (2003) – The amenity value of the Italian climate – *Journal of Environmental Economics and Management*, 319-332.
- Michael, J.A., Sides, D.A., Sullivan, T.E. (2003) – *The economic cost of sea level rise to three Chesapeake bay communities* – Report, National Oceanic and Atmospheric Administration.

- Mueser, P.R., Graves, P.E. (1995) – Examining the role of economic-opportunity and amenities in explaining population redistribution – *Journal of Urban Economics*, 37, 2: 176-200.
- Nordhaus, W. (1996) – *Climate amenities and global warning* – Working paper, Yale University.
- Parsons, G.R., Noailly, J. (2003) – *A value capture property tax for financing beach nourishment projects: an application to Delaware ocean beaches* – Working paper.
- Pompe, J. (1999) – Establishing fees for beach protection: paying for a public good – *Coastal management*, 27, 1: 57-67.
- Rehdanz, K. (2004) – *Economic aspects of climate change* – Dissertation, Hamburg, den 3. mai 2004.
- 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.
- Shabman, L., Bertelson, M.K. (1979) – The use of development value estimates for coastal wetland permit decisions – *Land Economics*, 55, 2: 213-222.
- Sheppard, S. (1999) – Hedonic analysis of housing markets – In Mills, E. S. and Cheshire, P. (eds): *Handbook of Regional and Urban Economics*, vol 3, *Applied Urban Economics*: 1595-1635.
- Shivlani M.P., Letson D., Theis M. (2003) – Visitor preferences for public beach amenities and beach restoration in South Florida – *Coastal Management*, 31 (4): 367-385.
- Söderqvist, T., Eggert, H., Olsson, B., Soutukorva, A. (2003) – *Economic valuation for sustainable development in the Swedish coastal zone* – Working paper.
- Van Praag B.M.S. (1988) – Climate equivalence scales, an application of a general method – *European Economic Review*, 32: 1019-1024.

Chapitre deux

-

Interpolation des variables climatiques

1. Méthode

Les données climatiques sont collectées par Météo-France sur l'ensemble du territoire français ; elles sont ensuite filtrées (correction des données « aberrantes ») et archivées. Enfin les « normales » sont calculées sur la base des enregistrements effectués sur 30 années consécutives (1970-2000).

Compte tenu de la problématique, nous avons sélectionné 8 descripteurs climatiques :

- cumul des précipitations,
- nombre de jours de précipitation,
- température moyenne,
- nombre de jours avec une température $> 30^{\circ}\text{C}$,
- nombre de jours avec une température $< -5^{\circ}\text{C}$,
- nombre de jours de brouillard,
- durée de l'ensoleillement,
- vitesse moyenne du vent.

La valeur de chacun d'entre eux est fournie sous la forme d'une **moyenne mensuelle** calculée à partir des deux mois d'**été**, juillet et août, et des 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 de restituer des champs continus et comparables, il n'y a d'autres moyens que de recourir aux interpolations. 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 GM. 1994), les interpolations géostatistiques (Courault et Monestiez, 1999 ; Laslett, 1994 ; Wilmott et Robeson, 1995) et les interpolations spatiales. Plusieurs études comparatives montrent que les interpolations spatiales 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 alii, 2003). Cette dernière 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 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). Cependant, les variables renseignées par un nombre faible de stations (insolation, nombre de jours de brouillard et vitesse du vent), ayant posé quelques problèmes d'interpolation, nous avons eu recours à un second mode d'interpolation : le krigeage. Les cartes apparaissent dans la section consacrée aux fiches climatiques.

Enfin, Une synthèse est proposée qui vise à zonage climatique cohérent. Une analyse factorielle des composantes est d'abord utilisée pour mettre en évidence les structures d'organisation de l'information. Elle s'appuie sur les composantes du climat spatialisées par l'interpolation : huit variables sont intégrées au calcul (précipitations – hauteur et nombre de jours - et températures – moyenne et nombre de jours de dépassement de seuils - d'hiver et d'été). Ensuite, une classification hiérarchique, portant sur tous les pixels que comporte l'espace français, permet d'aboutir à l'identification de types qui se définissent à travers des combinaisons caractéristiques de descripteurs du climat. Ces types, qui peuvent être perçus comme des climats, sont ensuite reportés sur la carte en vue de les spatialiser. Il apparaîtra que la structure d'ordre mise au jour par l'analyse factorielle et la classification conduit à une partition cartographique, également cohérente, de l'espace.

1.1. Constitution du SIG

Pour constituer la base de données à référence spatiale, nous avons travaillé à partir de deux sources majeures gérées par système d'information géographique (SIG) : une image satellite et un modèle numérique de terrain (MNT). L'une et l'autre sont au format raster, à 500 m de résolution.

L'image provient de la base de données européenne Corine Land Cover. De cette source, on a tiré plusieurs informations :

- un indice de végétation calculé sur la base des types d'occupation du sol auxquels on a attribué une valeur d'indice standard (5 pour le bâti dense de centre ville, aéroport, etc. ; 250 pour la forêt compacte). Cet indice permet de différencier les milieux selon l'abondance de leur biomasse,
- des distances aux principaux types d'occupation du sol :
- distance à la ville,
- distance à la forêt,
- distance à l'océan ou à la mer le plus proche.

Le modèle numérique de terrain provient de l'IGN. Il correspond à un carroyage dont chaque unité, avec une résolution de 500 x 500 m, comporte une cote d'altitude précise au mètre. Par diverses procédures de calcul appropriées (Zevenbergen, Thorne, 1987), on a dérivé du MNT, outre l'altitude, de nouvelles variables topographiques qui sont :

- la pente, l'orientation des versants (Benichou, Lebreton , 1986),
- la rugosité topographique qui est un indicateur des irrégularités de relief (elle peut être nulle en présence de plat ou sur un versant parfaitement rectiligne),
- la distance à la crête la plus proche, la distance au thalweg le plus proche,
- l'indice d'encaissement/surélévation 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.

1.2. Analyse des corrélations

Outre la latitude et la longitude, les différentes couches d'information définies ci-dessus sont statistiquement testées pour expliquer la variation spatiale des descripteurs climatiques. Cette

exploration conduit à établir des équations qui permettent de calculer des valeurs climatiques en fonction des différentes variables caractérisant l'environnement. 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, Joly, 1995 ; Joly et al., 1994).

Variations locales (phase 1)

La variation de chaque descripteur climatique sur l'ensemble de la zone est estimée grâce aux variables archivées sous forme de couches d'information dans le SIG. L'analyse est effectuée par modèle polynomial d'ordre 2 et les régressions sont calculées selon la méthode des moindres carrés.

Une première difficulté tient au fait qu'on ne connaît pas, a priori, la part relative apportée par chaque variable pour expliquer la variation des descripteurs climatiques. Pour lever cette difficulté, on effectue un premier calcul de corrélation linéaire en opérant, variable par variable, de manière à pouvoir éliminer celles qui ne sont pas significatives. Ensuite, le modèle final est établi en croisant, dans une régression multiple, un nombre progressivement croissant de variables (2, 3,..., n) et, à chaque fois, toutes les combinaisons sont testées. La meilleure formule est donnée par l'équation qui fournit le coefficient de corrélation le plus élevé et intégrant le nombre de régresseurs le plus faible.

A la fin de cette étape, l'application du modèle local permet de calculer une valeur pour chacun des descripteurs climatiques, en chacune des stations. En faisant la différence entre les valeurs théoriques ainsi calculées et les valeurs issues de l'observation, on obtient un résidu. La seconde phase de modélisation porte sur cette partie résiduelle de l'information que les facteurs liés à la position des stations sur l'espace français peuvent contribuer à expliquer.

Variations générales en tendance à l'échelle de la zone (phase 2)

La variation des résidus obtenus de la phase précédente est estimée par régression polynomiale en combinant deux facteurs : la latitude et la longitude des stations météorologiques. Précisons que la variation spatiale est décrite grâce à un polynôme d'ordre 3 qui ajuste une surface déformée selon 4 directions.

Champs de distribution des descripteurs climatiques

A l'issue des deux phases de modélisation, locale et globale, on dispose de deux équations. L'une permet de restituer les champs pour chacun des descripteurs climatiques en tenant compte des caractéristiques locales de l'environnement. L'autre permet de décrire leur tendance d'ensemble. Au bout du compte, la combinaison de ces deux résultats permet de restaurer les valeurs des descripteurs climatiques sélectionnés, et cela, sur l'ensemble du territoire français, pour chaque carré au sol de 500 mètres de côté.

Résidus

La différence entre les valeurs observées et les valeurs calculées à l'issue des trois phases précédemment décrites est l'un des éléments qui nous permettent de juger de la qualité de l'interpolation. Si les résidus, exprimés en valeur d'écart-type, sont faibles, alors l'interpolation est excellente ; s'ils sont élevés, alors un pourcentage élevé de valeurs calculées s'écarte significativement des valeurs observées : l'interpolation est de moindre qualité.

1.3. Interpolation par régression multiple

Limites de l'interpolation : bornes du calcul

L'analyse est effectuée à partir d'une information observée en n stations météorologiques (n , rappelons-le, varie d'un descripteur climatique à l'autre). Or, ces stations se distribuent sur une partie seulement de l'espace français : par exemple, aucune station n'échantillonne les altitudes supérieures à 2549 m. Ainsi, le comportement climatique des pixels dotés d'une altitude supérieure à cette valeur est inconnu. C'est pourquoi, même si les modèles peuvent, en pratique, être appliqués à l'ensemble de l'espace français, l'interpolation sera effectuée sélectivement, à l'intérieur de bornes précises (les pixels dotés d'une altitude supérieure à 2549 m ne seront pas interpolés) : nous nous interdisons toute extrapolation. Toutes les variables qui entrent dans le modèle explicatif de la variation spatiale d'un descripteur climatique donné sont concernées par cette limite à l'interpolation. Les secteurs concernés, dits « secteurs de non-interpolation », apparaissent en plages grises plus ou moins vastes sur les cartes.

L'importance de ces secteurs où l'interpolation n'est pas effectuée dépend principalement du nombre de stations renseignées. Plus ce nombre est élevé, plus la probabilité sera élevée que tous les milieux (d'altitude, mais aussi de pentes variées, etc.) soient échantillonnés et plus la surface des secteurs de non-interpolation sera réduite. Les températures (plus de 1500 stations) et les précipitations (plus de 3100 stations) font partie de cette catégorie.

A l'inverse, les autres descripteurs, observés en un nombre peu élevé de stations, posent des problèmes. Cette densité faible des stations est renforcée par leur localisation (à proximité de villes grandes ou moyennes) sur des sites très homogènes (altitude peu élevée, pentes, indice de végétation faibles, proximité de la ville, etc.) : par exemple, la pente maximale rencontrée sur l'espace français est de 51° (on travaille sur des pixels à 250 m), alors que la pente maximale rencontrée sur l'échantillonnage des 103 stations observant le brouillard est de 14° seulement. On comprend ainsi pourquoi les secteurs de non-interpolation couvrent de vastes surfaces sur les cartes concernées.

Les fiches climatologiques en annexe fournissent le spectre de chaque variable explicative retenue dans le modèle local, pour deux populations distinctes :

- les n stations météorologiques renseignées,
- la référence France, calculée à partir de tous les pixels de la France entière.

La comparaison par histogrammes de fréquence entre ces deux populations permet de mesurer les biais introduits par l'échantillonnage des stations météorologiques, surtout lorsqu'elles sont peu nombreuses.

Valeurs d'interpolation

L'interpolation d'un nombre de jours (de précipitation, de brouillard, de dépassement d'un certain seuil, etc.) fournit parfois des valeurs négatives. Cela est dû aux polynômes qui forcent les valeurs en dessous de zéro en certaines zones où les valeurs d'observation sont voisines de 0. Les pixels concernés sont toujours très peu nombreux (leur fréquence est voisine de 0.1% et se situent le plus souvent en des secteurs bien circonscrits, notamment en Corse du sud. On a arbitrairement ramené toutes les valeurs négatives à 0 (un nombre de jours inférieur à 0 pourrait surprendre...)).

Résidus

Les résidus ultimes correspondent à l'écart entre les valeurs d'observation et le résultat de l'interpolation en chacune des n stations renseignées. Pour tous les descripteurs climatiques,

le minimum et le maximum sont fournis. En outre, quelques indices permettent de juger de la qualité de l'interpolation. L'écart-type des résidus est l'un d'en eux. Le pourcentage d'erreur, autre indice, est calculé de deux manières :

- $((\text{Ecart-type des résidus}) * 100) / (\text{moyenne des valeurs d'obs.})$,
- $((\text{Ecart-type des résidus}) * 100) / (\text{étendue de la série des valeurs d'obs.})$.

Le premier calcul fournit un pourcentage d'erreur élevé quand le minimum est très faible. Le cas se produit par exemple avec le nombre d'occurrences de brouillard l'été dont la moyenne est de 2 ; l'écart-type des résidus étant de 1.3, le pourcentage d'erreur est alors de 66%. Avec l'insolation d'été (moyenne de 246), ce problème ne se pose plus (écart-type des résidus étant de 29, le pourcentage d'erreur calculé à partir de la moyenne est de 11%).

Le second calcul permet d'apprécier la qualité des différentes interpolations de manière plus homogène.

In fine, les cartes produites par interpolation sont fournies aux économistes qui les intégreront dans des modèles économétriques. Il est indispensable de rappeler 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.

1.4. Interpolation par krigeage

Le krigeage est une méthode géostatistique qui permet l'estimation de valeurs locales affectées d'un poids, en considérant l'organisation spatiale des variables étudiées. C'est donc une méthode d'interpolation qui, comme la méthode statistique par régression qui vient d'être exposée, permet de générer des surfaces estimées à partir d'un échantillon de points géoréférencés.

Le krigeage repose sur la modélisation du variogramme qui fournit les éléments numériques visant à la pondération, dans leur entourage, du poids des points valués, dispersés dans l'espace. Le Krigeage calcule les poids à affecter aux points non valués à partir de la covariance des points valués selon la distance qui les sépare. La seule condition indispensable pour utiliser le krigeage est que la moyenne et la variance soient stationnaires, c'est-à-dire qu'elles ne dépendent pas de la position des points, mais seulement de la distance entre les points. Le variogramme est alors simplement la variance totale moins la covariance, en fonction de la distance entre les points. Le Krigeage utilisera alors le semi-variogramme (la moitié du variogramme) pour déterminer les poids à affecter. Pour cela, il suffit d'ajuster une fonction analytique à tous les points du semi-variogramme à l'aide de la méthode des moindres carrés pour obtenir une fonction continue caractérisant complètement la semi-variance en fonction de la distance entre les points.

La fonction de krigeage qui a été utilisée est celle fournie par le logiciel ArcView, disponible avec l'extension Spatial Analyst. Nous avons utilisé un krigeage ordinaire (car il est le plus fréquemment utilisé) appuyé sur un modèle de semi-variogramme sphérique. Les cartes issues du krigeage ont été introduites dans les fiches climatiques, après les cartes obtenues par la méthode basée sur les régressions. Précisons quelles ont été introduites, dans la synthèse, (définition des types climatiques), en tant que variables supplémentaires. Ce seront donc des variables « illustratives » qui seront simplement positionnées par rapport aux variables structurantes du graphe factoriel.

2. Résultats : fiches climatiques par variable

2.1. Cumuls de la hauteur des précipitations : moyenne mensuelle d'été

La hauteur des précipitations, exprimée en mm, correspond à la moyenne mensuelle de cumul sur les deux mois d'été juillet et août.

2.1.1. Données d'observation

La variable, renseignée en 3165 stations qui couvrent l'ensemble de l'espace français, présente une moyenne de 58.3 mm. La série s'étend de 8.3 mm (Corbara, Corse) à 149.2 mm (Lamoura, Jura).

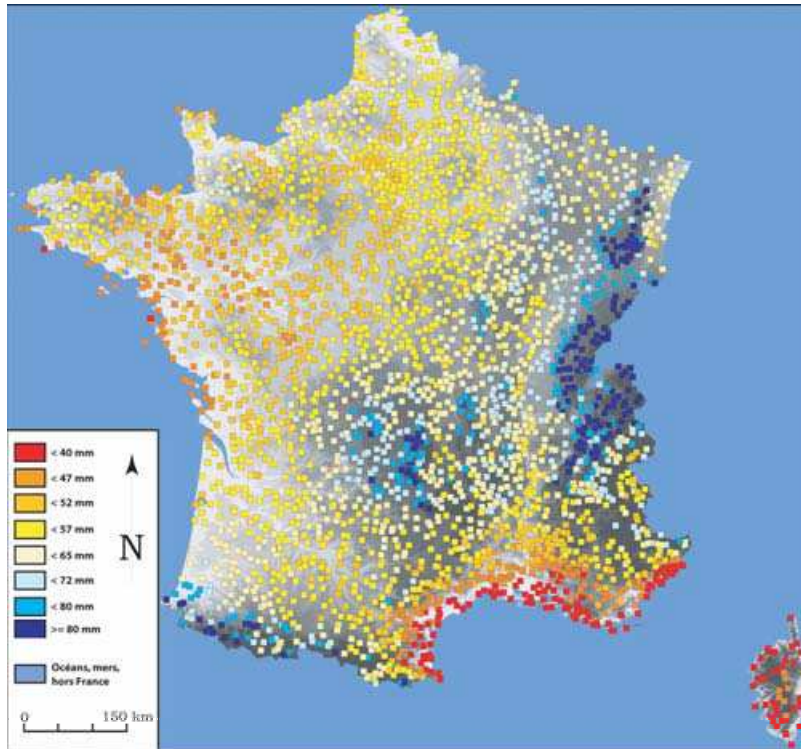


Figure 1 : Répartition des stations renseignées

2.1.2. Analyse des corrélations

Les 12 corrélations linéaires successives (tableau 1) montrent que sept variables structurent significativement la variation spatiale du cumul des précipitations :

- la distance à la mer ($r=0.58$),
- l'altitude ($r=0.57$),
- la rugosité topographique ($r=0.36$),
- l'indice de végétation ($r=0.34$),
- la distance à la forêt la plus proche ($r=-0.33$),
- la pente ($r=0.29$),
- le rayonnement global ($r=-0.21$).

Variables topographiques						
Altitude	Rugosité	Pente	Orientation	Rayonnement global	Encaissement	
0.57	0.36	0.29	0.19	-0.21	0.19	
Occupation du sol						
Indice de végétation						
0.34						
Distances						
Océan	Forêt	Villes	Creux	Crêtes		
0.58	-0.33	0.19	0.17	0.11		

Tableau 1 : coefficients de corrélation linéaire entre le cumul des précipitations et les variables explicatives

Phase 1

Le modèle d'estimation du cumul des précipitations prend la forme suivante :

$$H_{Précip} = f(DO^2, Alt^2, IV^2)$$

Où DO = distance à l'océan,

Alt = altitude,

IV = indice de végétation.

Le coefficient de détermination est de 0.52.

Phase 2

Le coefficient de détermination est de 0.42.

Phase 3

Au total, 72% de variance sont expliqués.

Résidus

Minimum : -43.8 mm Maximum : 58.7 mm Ecart-type : 9.6 mm

Pourcentage d'erreur ((Ecart-type des résidus)/100) / (moyenne des valeurs d'obs.) = 16 %

Pourcentage d'erreur ((Ecart-type des résidus)*100) / (étendue des valeurs d'obs.) = 7 %

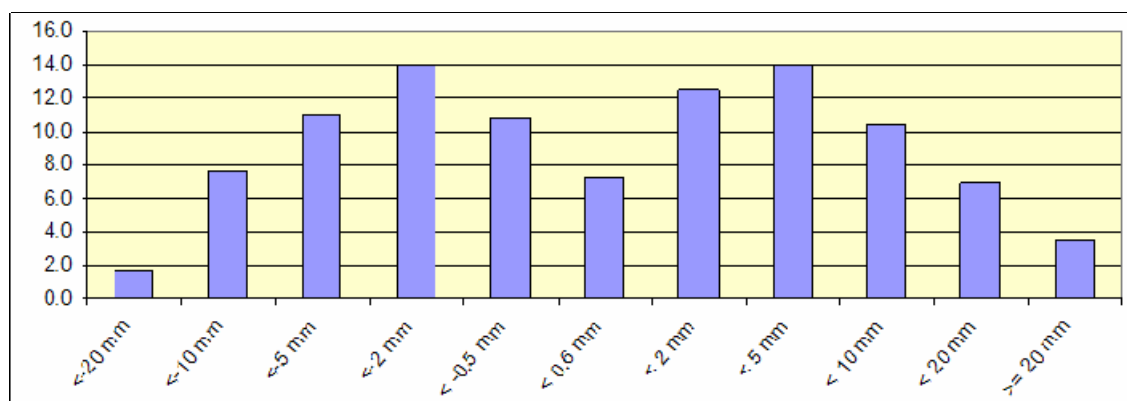


Figure 2 : Histogramme des résidus

Les résidus faibles (figure 2), compris entre -5 mm et 5 mm, concernent 58% de la population, tandis que les valeurs élevées, inférieures à -20 mm ou supérieures à +20 mm, regroupent respectivement 1.7 et 3.5% de valeurs. L'écart-type est de 9.6 mm et le pourcentage d'erreur est de 16 % ou 7 % selon que l'écart-type est rapporté à la moyenne ou à l'étendue des valeurs d'observation.

2.1.3. Interpolation

La variable considérée peut pratiquement être interpolée sur l'ensemble de l'espace français. Seules les altitudes présentent un déficit concernant les valeurs supérieures à 2000 m (0.1% dans la population des 3165 stations renseignées contre près de 2% dans la référence : l'espace français). Notons en outre l'excédent relatif des stations localisées dans la tranche de altitudes inférieures à 50 m (11%) contre 5% environ pour la référence.

Limites de l'interpolation : bornes du calcul

Les valeurs des bornes sont données dans le tableau 2 qui indique que l'interpolation sera effectuée pour tout pixel de l'espace français dont l'altitude est inférieure à 2549 m et l'indice de végétation supérieur à 9. La limite supérieure de cette dernière variable n'est pas un critère d'exclusion car le maximum de l'indice est précisément de 252 ; il en va de même pour la distance à l'océan.

	distance à l'oc éan (km)	Altitude (m)	Indice de végétati on
Limite inférieure	0	0	9
Limite supérieure	498	2549	252

Tableau 2 : bornes de l'interpolation

Valeurs d'interpolation

Moyenne : 2.0 Minimum : -0.7 Maximum : 10.4 Etendue de la série : 112

La moyenne (58.3 mm) est identique à celle des 3165 valeurs renseignées. Le minimum est négatif (-0.7 mm) en raison des polynômes qui forcent les valeurs en dessous de zéro en certaines zones critiques où les valeurs d'observation sont voisines de 0 (0.03% des pixels sont concernés et se situent tous en Corse du sud). On a ramené toutes les valeurs négatives à 0.

Le maximum (112 mm), plus faible que celui issu de l'observation (149.2), montre que les fonctions prennent relativement mal en compte les situations extrêmes.

Carte

La carte du cumul de la hauteur des précipitations montre l'opposition entre une France de la montagne (Pyrénées, Massif Central, Alpes, Jura, Vosges) où les cumuls sont toujours élevés (figure 5). En revanche, le Midi méditerranéen, la Corse ainsi que, dans une moindre mesure toutefois, le sud Bretagne présentent des cumuls de précipitation extrêmement faibles en été, inférieurs à 4 cm.

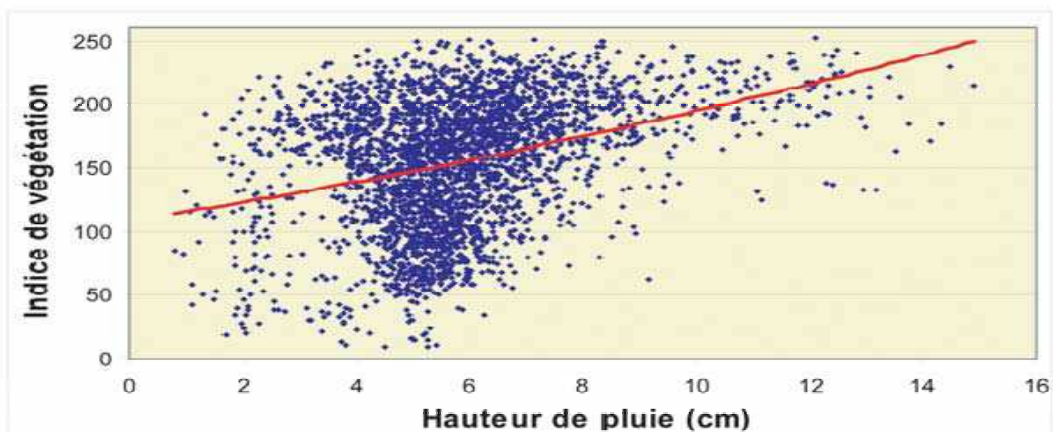
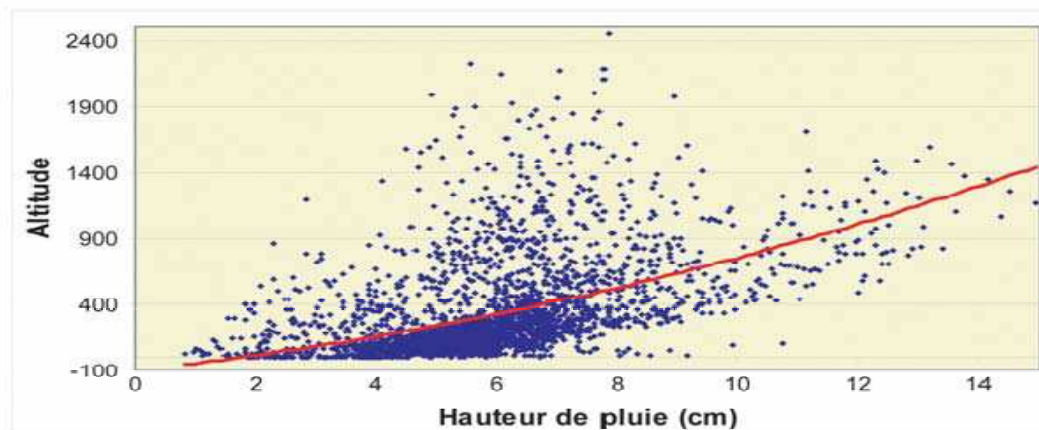
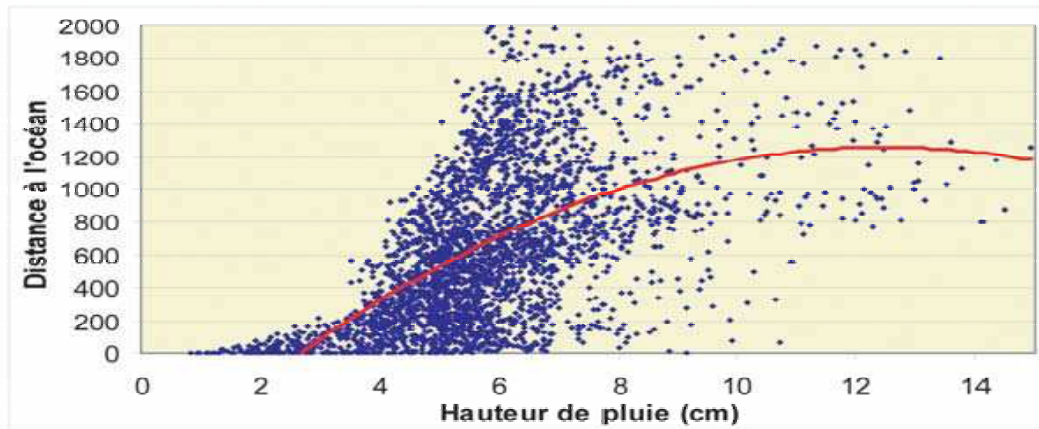
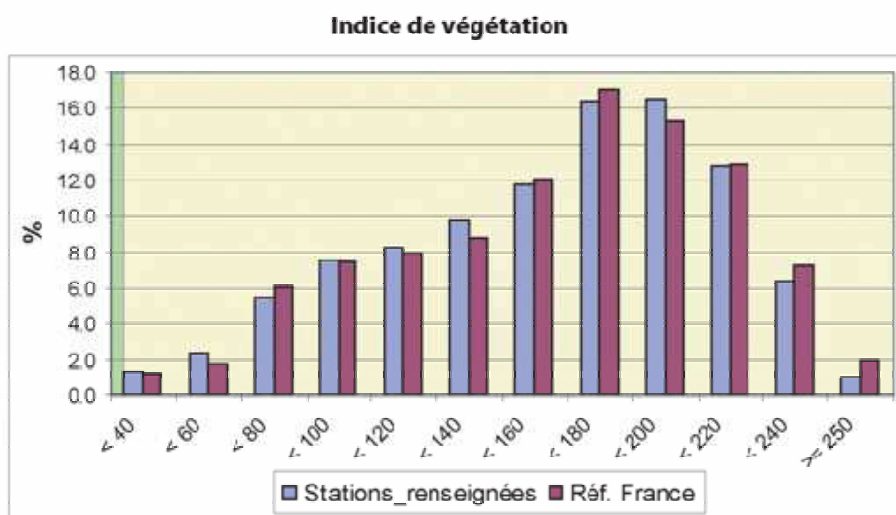
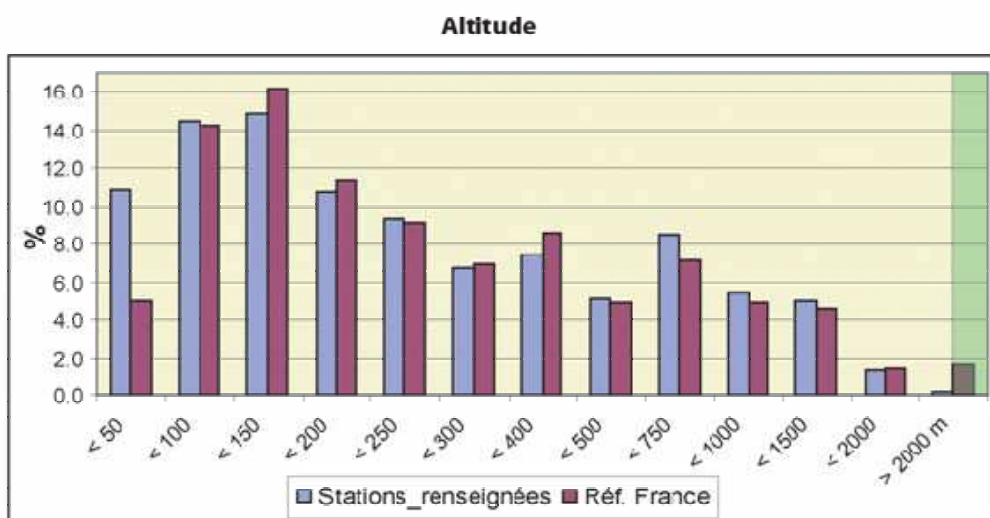
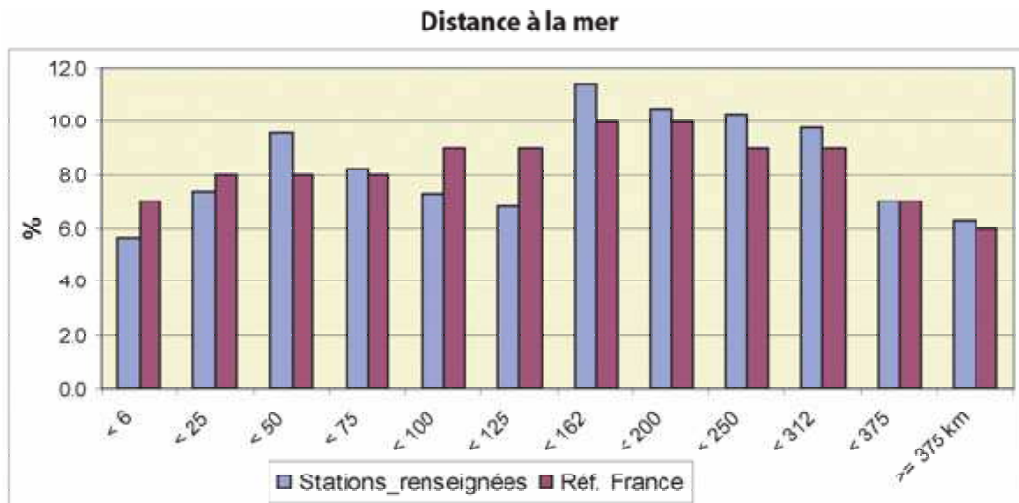


Figure 3 : Nuages de points et tendance (polynôme d'ordre 2) entre les cumuls de précipitation (cm) et des trois variables retenues : distance à l'océan (km), altitude (m) et indice de végétation



Plage exclue de l'interpolation

Figure 4 : Histogrammes de répartition des valeurs de référence (France entière) et des 3165 stations renseignées concernant les trois variables retenues dans le modèle d'interpolation : distance à l'océan (km), altitude (m) et indice de végétation

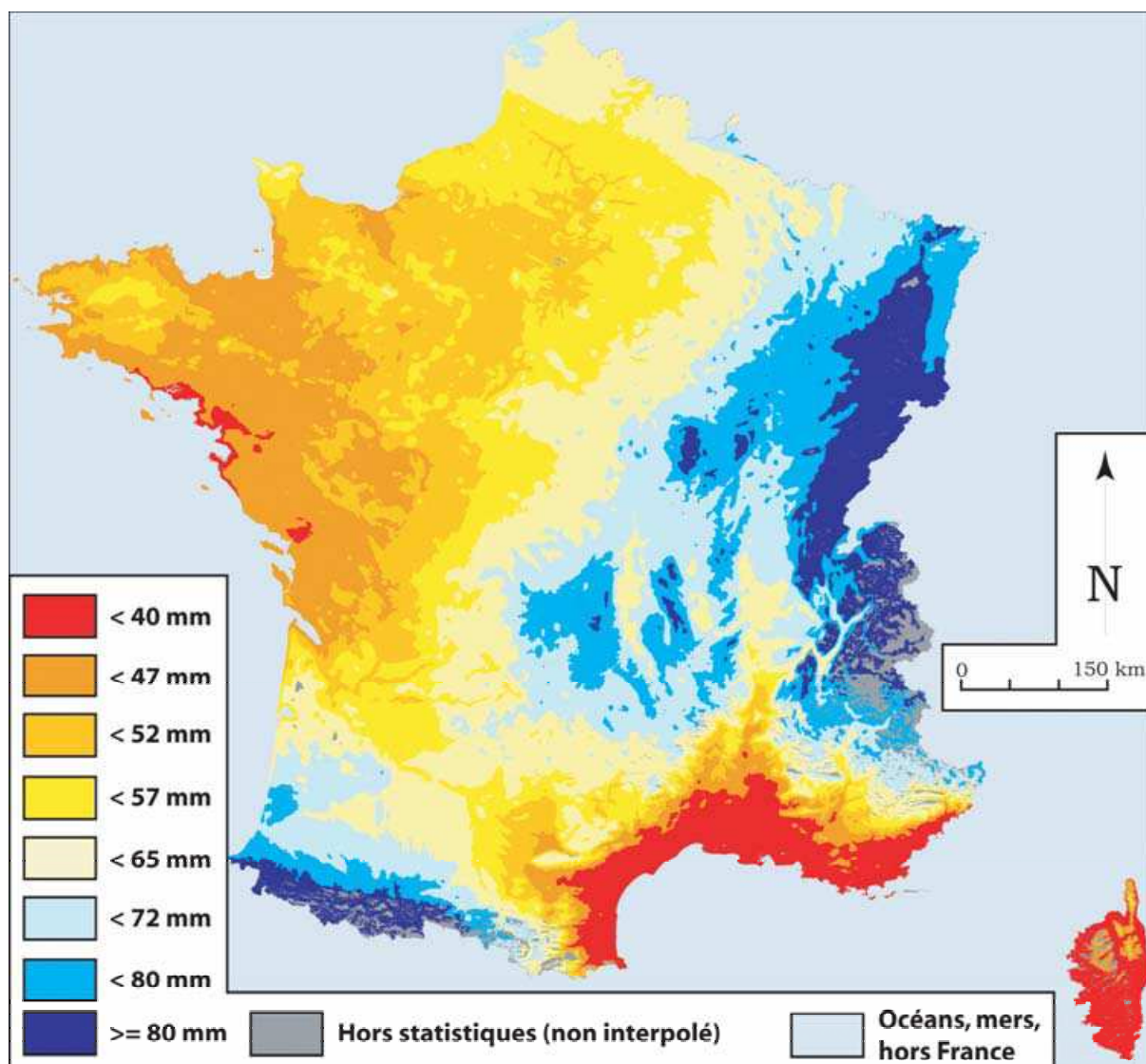


Figure 5 : Carte de la hauteur des précipitations en été

2.2. Cumuls de la hauteur des précipitations : moyenne mensuelle d'hiver

La hauteur des précipitations, exprimée en mm, correspond à la moyenne mensuelle de cumul sur les deux mois d'hiver janvier et février.

2.2.1. Données d'observation

La variable, renseignée en 3159 stations qui couvrent l'ensemble de l'espace français, présente une moyenne de 75.5 mm. La série s'étend de 24.4 mm (Corbara, Corse) à 250.2 mm (Sewen, Haut-Rhin).

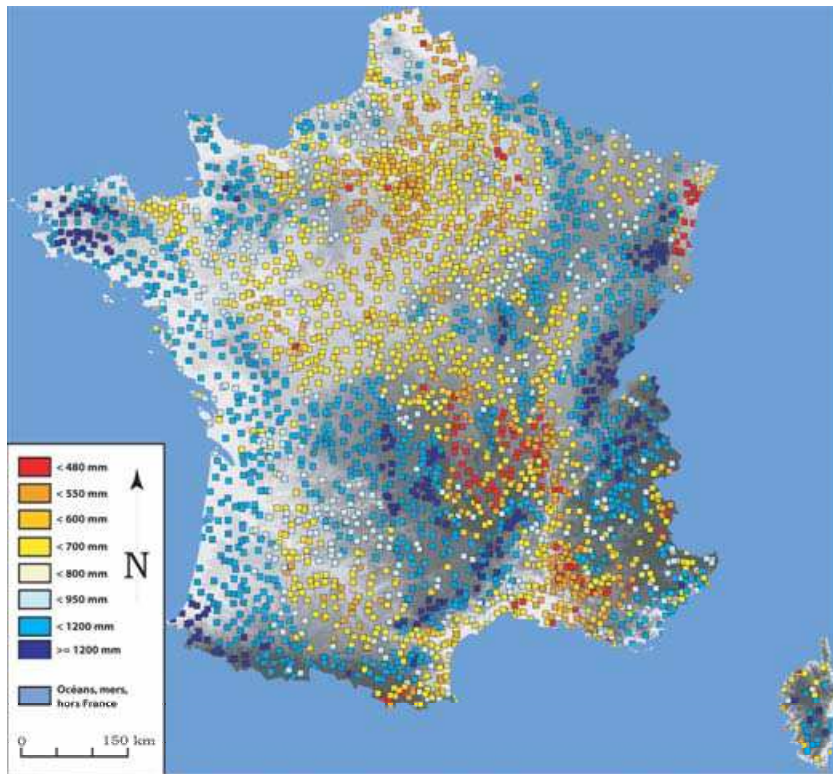


Figure 6 : Répartition des stations renseignées

2.2.1. Analyse des corrélations

Les 12 corrélations linéaires successives (tableau 1) montrent que sept variables structurent significativement la variation spatiale du cumul des précipitations :

- l'indice de végétation ($r=0.44$),
- l'altitude ($r=0.41$),
- la rugosité topographique ($r=0.41$),
- la pente ($r=0.34$),
- la distance à la ville ($r=-0.28$),
- la distance à la forêt ($r=-0.25$),
- l'encaissement ($r=-0.21$).

Variables topographiques					
Altitude	Rugosité	Pente	Orientation	Rayonnement global	Encaissement
0.41	0.41	0.34	0.07	0.2	-0.21
Occupation du sol					
Indice de végétation					
0.44					
Distances					
Océan	Forêt	Villes	Creux	Crêtes	
0.04	-0.25	0.28	0.15	0.12	

Tableau 3 : coefficients de corrélation linéaire entre le cumul des précipitations et les variables explicatives

Phase 1

Ensuite, en vue d'identifier les meilleurs modèles, une série de tests sont effectués qui consistent à croiser, deux par deux, puis trois par trois, etc., l'ensemble des variables significatives. In fine, la corrélation multiple qui présente le meilleur coefficient est retenue. Le modèle d'estimation du cumul des précipitations prend la forme suivante :

$$H_{Précip} = f(IV^2, Rug^2, DV^2)$$

Où IV= indice de végétation,

Rug= rugosité,

DV= distance à la ville.

Le coefficient de détermination est de 0.28.

Phase 2

Les résidus issus de la phase 1 sont à leur tour, dans la phase 2, estimés par deux variables de localisation (latitude et longitude) exprimées sous forme polynomiale d'ordre 3 :

$$\text{résidus} = f(\text{latitude}, \text{longitude})^3$$

Le coefficient de détermination est de 0.19.

Phase 3

Les valeurs obtenues à l'issue des phases 1 et 2 sont ajoutées pour obtenir les valeurs du modèle de variation du cumul des précipitations sur l'espace français. Au total, 72% de variance sont expliqués.

Résidus

Minimum : -84.4 mm Maximum : 128.1 mm Ecart-type : 20.3 mm

Pourcentage d'erreur ((Ecart-type des résidus)*100) / (moyenne des valeurs d'obs.) = 27 %

Pourcentage d'erreur ((Ecart-type des résidus)*100) / (étendue des valeurs d'obs.) = 9 %

Les résidus faibles, compris entre -10 mm et 10 mm, concernent près de 50 % de la population, tandis que les valeurs élevées, inférieures à -30 mm ou supérieures à +30 mm, regroupent respectivement 4.4 et 6.6 % de valeurs.

L'écart-type est de 20.3 mm et le pourcentage d'erreur est de 27 % ou de 9 % selon que l'écart-type est rapporté à la moyenne ou à l'étendue des valeurs d'observation.

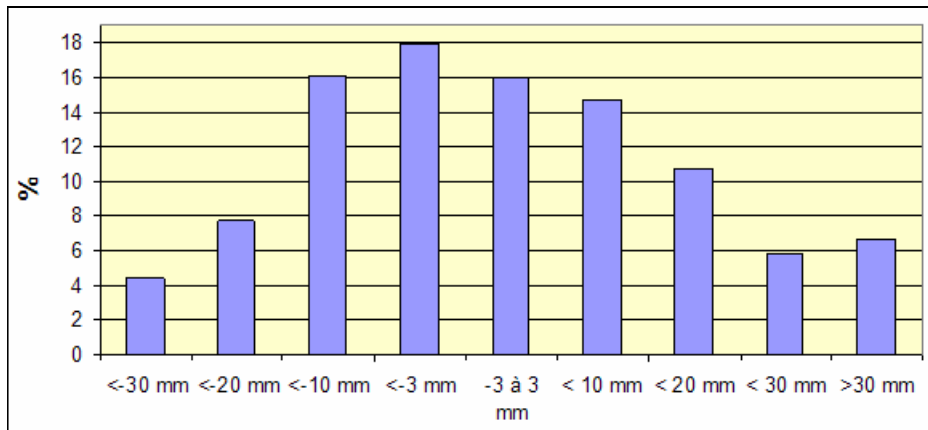


Figure 7 : Histogramme des résidus

2.2.3. Interpolation

La variable considérée peut pratiquement être interpolée sur l'ensemble de l'espace français. En effet, le nombre important de stations renseignées couvre l'aire d'étude de manière presque homogène, en sorte que quasiment toutes les configurations spatiales sont échantillonnées. Toutefois, l'annexe 2 nous indique que les rugosités faibles sont déficitaires dans l'échantillon des stations renseignées par rapport au profil de référence et que, corrélativement, les rugosités fortes y sont majoritaires. De même, les postes climatiques sont proportionnellement assez nombreux à proximité des villes.

Limites de l'interpolation : bornes du calcul

Dans ces conditions, il a été nécessaire de fixer des bornes, à l'extérieur desquelles l'interpolation ne sera pas effectuée (on ne s'autorise pas d'extrapolation, ni spatiale, ni statistique). Ainsi, par exemple, la station située le plus haut en altitude (Isola, Alpes maritimes) n'autorise pas l'extension des interpolations au-dessus de 2549 m. Les autres variables limitent aussi, mais très légèrement, l'aire d'application de l'interpolation.

Les valeurs des bornes sont données dans le tableau 2 qui indique que l'interpolation sera effectuée pour tout pixel de l'espace français dont l'altitude est inférieure à 2549 m et l'indice de végétation supérieur à 9. La limite supérieure de cette dernière variable n'est pas un critère d'exclusion car le maximum de l'indice est précisément de 252 ; il en va de même pour la distance à l'océan.

	Indice de végétation	Rugosité (m)	Distance à la ville (km)
Limite inférieure	9	0	0
Limite supérieure	252	109	60

Tableau 4 : bornes de l'interpolation

Un code numérique particulier (traduit en gris sur la carte, annexe 3) marquera la non satisfaction de l'une (ou plusieurs) de ces conditions.

Valeurs d'interpolation

Moyenne : 75.5 mm

Minimum : 36.1 mm

Maximum : 149 mm

La moyenne (75.5 mm) est identique à celle des 3159 valeurs renseignées. Le minimum est supérieur de plus de 100 mm à celui des valeurs renseignées et le maximum (149 mm) est plus faible que celui issu de l'observation (150 mm). L'étendue de la série des 3159 valeurs calculées (113 mm) est ainsi beaucoup plus faible que celle de la série des valeurs renseignées (225.8 mm).

Carte

La carte du cumul de la hauteur des précipitations montre l'opposition entre une France plutôt sèche (pourtour méditerranéen, Aquitaine et Bassin parisien) et une France arrosée (Bretagne, Landes et montagnes, excepté le Massif central).

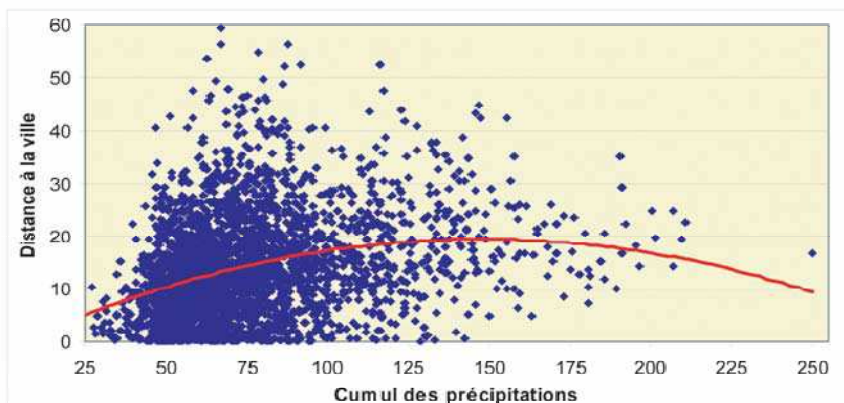
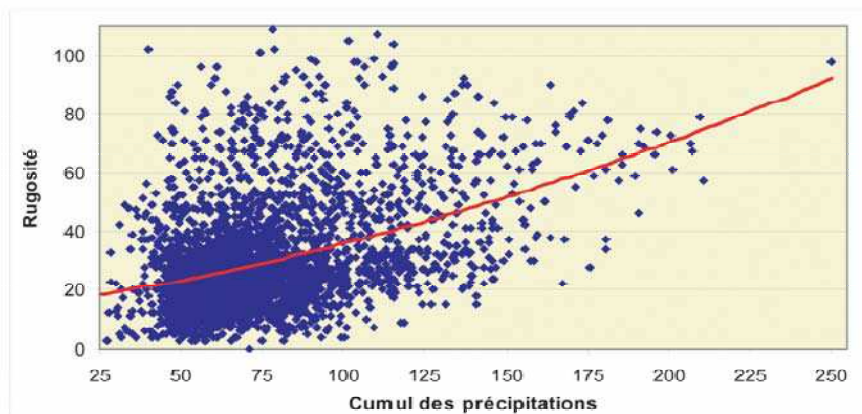
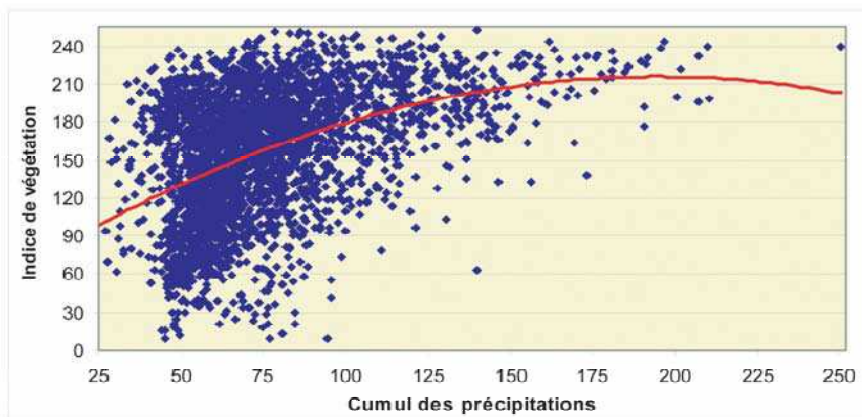
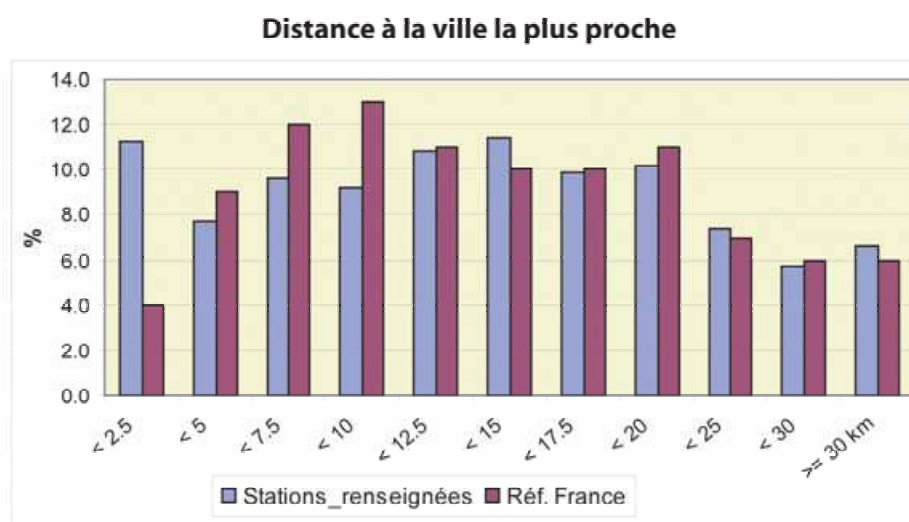
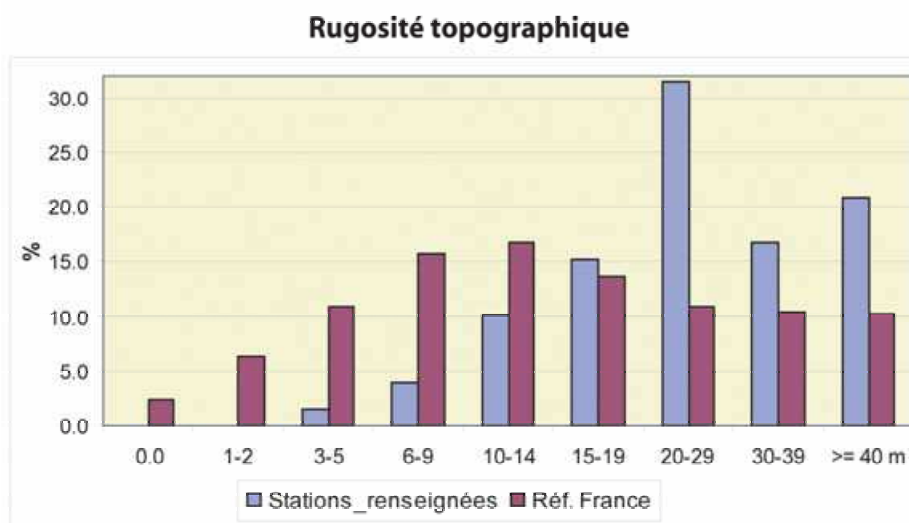
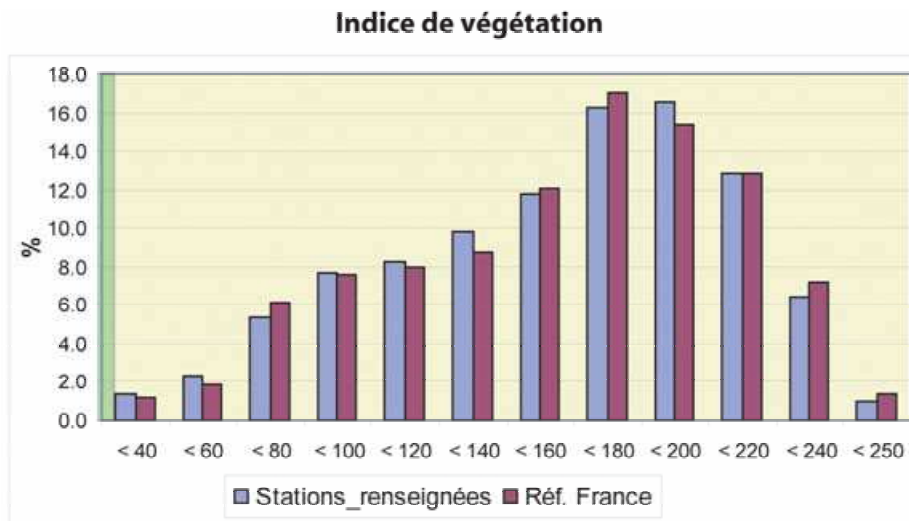


Figure 8 : Nuages de points et tendance (polynôme d'ordre 2) entre les cumuls de précipitation (cm) et des trois variables retenues : indice de végétation, rugosité (m) , distance à la ville (km)



Plage exclue de l'interpolation

Figure 9 : Histogrammes de répartition des valeurs de référence (France entière) et des 3165 stations renseignées concernant les trois variables retenues dans le modèle d'interpolation : indice de végétation, rugosité (m), distance à la ville (km)

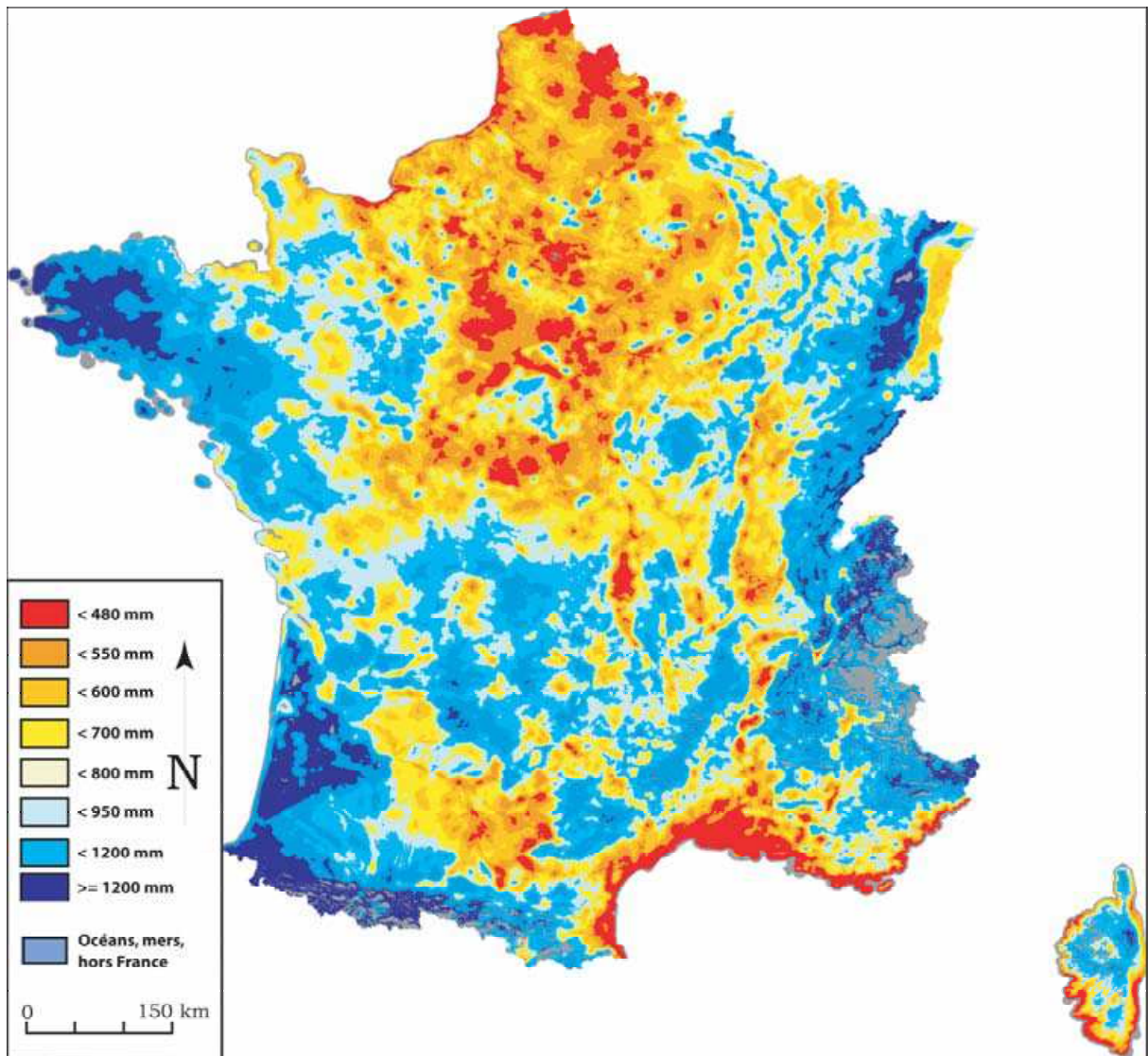


Figure 10 : Carte de la hauteur des précipitations en hiver

2.3. Nombre de jours de pluie : moyenne mensuelle d'été

Le nombre de jours de précipitations correspond à la moyenne mensuelle de cumul sur les deux mois d'été juillet et août.

2.3.1. Données d'observation

La variable, renseignée en 3161 stations qui couvrent l'ensemble de l'espace français, présente une moyenne de 7 (jours par mois) s'étend de 1.2 (Bandol, Var) à 12.1 (Morteau, Doubs et Waldersbach, Bas-Rhin).

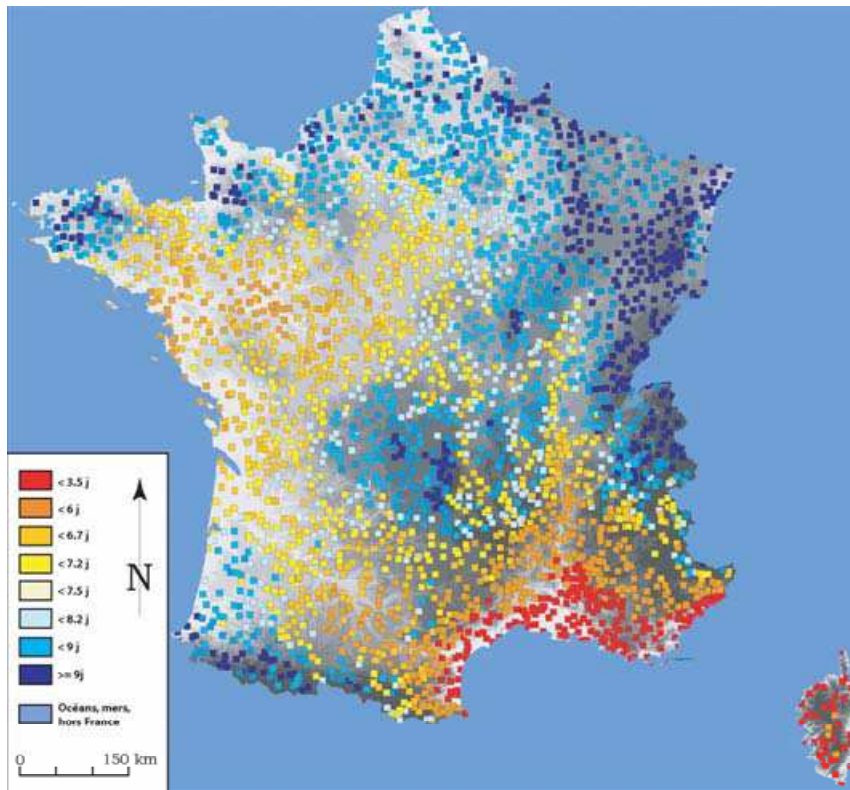


Figure 11 : Répartition des stations renseignées

2.3.2. Analyse des corrélations

Les 12 corrélations linéaires successives (tableau 1) montrent que trois variables structurent significativement la variation spatiale du nombre de jours de précipitations :

- la distance à l'océan ou la mer le plus proche ($r=0.54$),
- l'altitude ($r=0.22$),
- la distance à la ville la plus proche ($r=0.17$).

Variables topographiques					
Altitude	Rugosité	Pente	Orientation	Rayonnement global	Encaissement
0.22	0.06	0.12	0.2	-0.14	0.1
Occupation du sol					
Indice de végétation					
0.07					
Distances					
Océan	Forêt	Villes	Creux	Crêtes	
0.54	-0.15	0.17	0.1	0.09	

Tableau 5 : coefficients de corrélation linéaire entre le nombre de jours de précipitations et les variables explicatives

Phase 1

Le modèle d'estimation du nombre de jours de précipitations prend la forme suivante :

$$J_{\text{Précip}} = f(\text{DO}^2, \text{Alt}^2, \text{DV}^2)$$

Où DO= distance à l'océan,

Alt=altitude,

DV= distance à la ville.

Le coefficient de corrélation multiple est de 0.58.

Phase 2

Le coefficient de corrélation multiple est de 0.8.

Phase 3

Au total, 76 % de variance sont expliqués.

Résidus

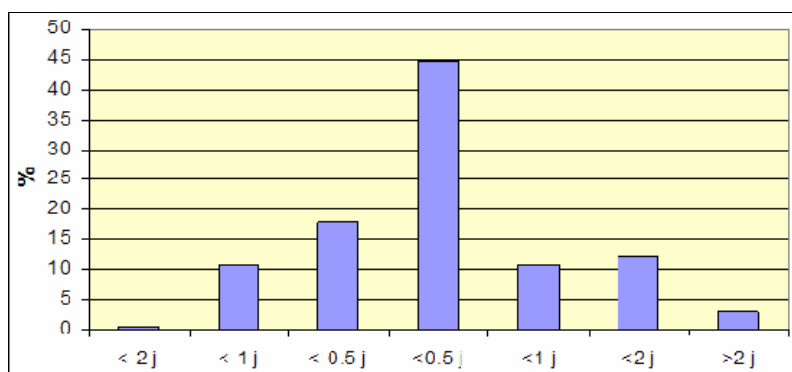


Figure 12 : Histogramme des résidus

Minimum : -3.9 j Maximum : 3.3 j Ecart-type : 0.9

Pourcentage d'erreur ((Ecart-type des résidus)*100) / (moyenne des valeurs d'obs.) = 12 %

Pourcentage d'erreur ((Ecart-type des résidus)*100) / (étendue des valeurs d'obs.) = 8 %

Les résidus faibles, compris entre -1 et 1 jour, concernent plus de 70 % de la population, tandis que les valeurs élevées, inférieures à -2 jours ou supérieures à 2 jours regroupent respectivement 0.47 et 2.5 % de valeurs.

L'écart-type est de 0.9 jour et le pourcentage d'erreur est de 12 % ou 8 % selon que l'écart-type est rapporté à la moyenne ou à l'étendue des valeurs d'observation. Malgré quelques résidus élevés, l'estimation est globalement satisfaisante.

2.3.3. Interpolation

Les altitudes présentent un déficit marqué concernant les valeurs supérieures à 1500 m (environ 1 % dans la population des 3161 stations renseignées contre près de 8 % dans la référence : l'espace français). Ce déficit est compensé par une surabondance de stations localisées dans la tranche 50 m à 100 M. Notons en outre l'excédent des stations localisées à moins de 10 pixels (2500 m) de la côte.

Limites de l'interpolation : bornes du calcul

Les valeurs des bornes sont données dans le tableau 2 qui indique que l'interpolation sera effectuée pour tout pixel de l'espace français dont l'altitude est inférieure à 2549 m et l'indice de végétation supérieur à 9. La limite supérieure de cette dernière variable n'est pas un critère d'exclusion car le maximum de l'indice est précisément de 252 ; il en va de même pour la distance à l'océan.

	Distance à l'océan (km)	Altitude (m)	Distance à la ville (km)
Limite inférieure	0	0	0
Limite supérieure	498	2549	60

Tableau 6 : bornes de l'interpolation pour la distance à l'océan (km), l'altitude (m) et la distance à la ville la plus proche (km).

Valeurs d'interpolation

Moyenne : 7.4 Minimum : -0.8 Maximum : 11.1

La moyenne (7.4 jours) est identique à celle des 3161 valeurs renseignées. Le minimum est négatif (-0.8 jours) en raison des polynômes qui forcent les valeurs en dessous de zéro en certaines zones critiques où les valeurs d'observation sont voisines de 0 (0.03% des pixels sont concernés et se situent tous en Corse du sud). On a ramené toutes les valeurs négatives à 0 (un nombre de jours < 0 pourrait surprendre...).

Le maximum (11.1 jours) est à peine plus faible que celui issu de l'observation (12.1).

Carte

La carte du nombre de jours de précipitations montre l'opposition entre une France de la montagne (Pyrénées, Massif Central, Alpes, Jura, Vosges) où les cumuls sont toujours élevés. En revanche, le Midi méditerranéen, la Corse ainsi que, dans une moindre mesure toutefois, le sud Bretagne présentent du nombre de jours de précipitations extrêmement faibles en été, inférieurs à 4 cm.

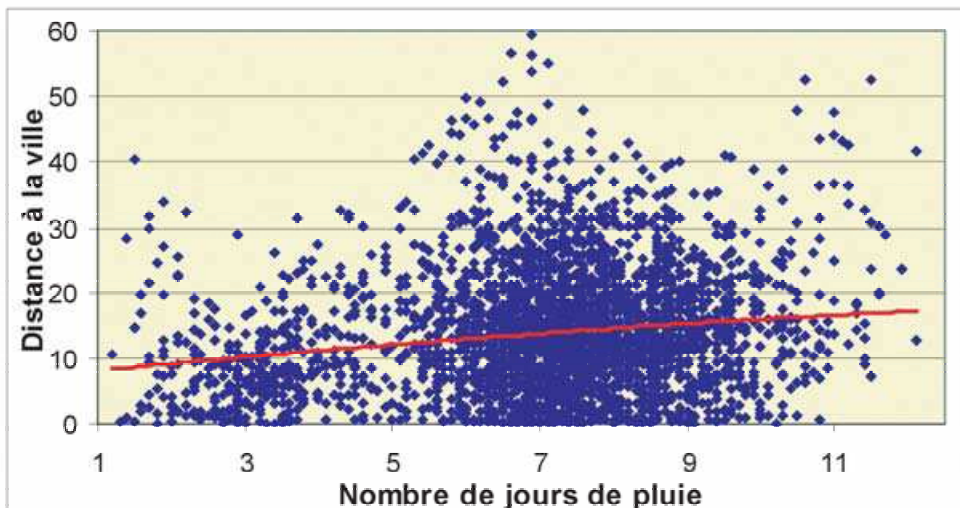
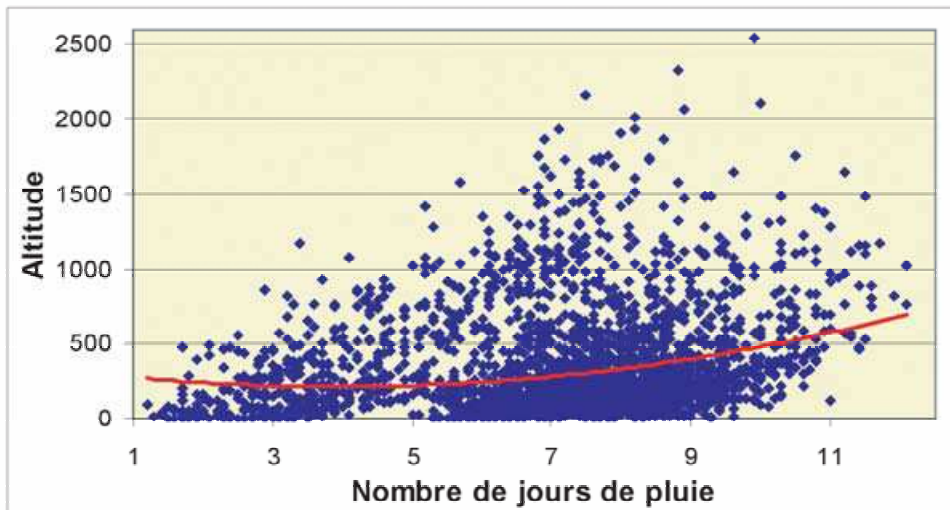
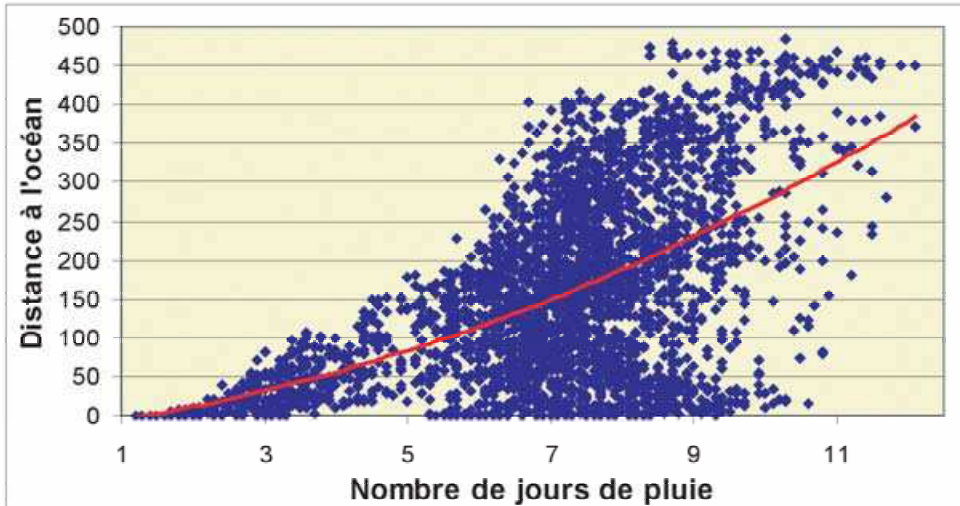


Figure 13 : Nuages de points et tendance (polynôme d'ordre 2) entre le nombre de jours de précipitations (cm) et des trois variables retenues : distance à l'océan (km), altitude (m) et distance à la ville (km)

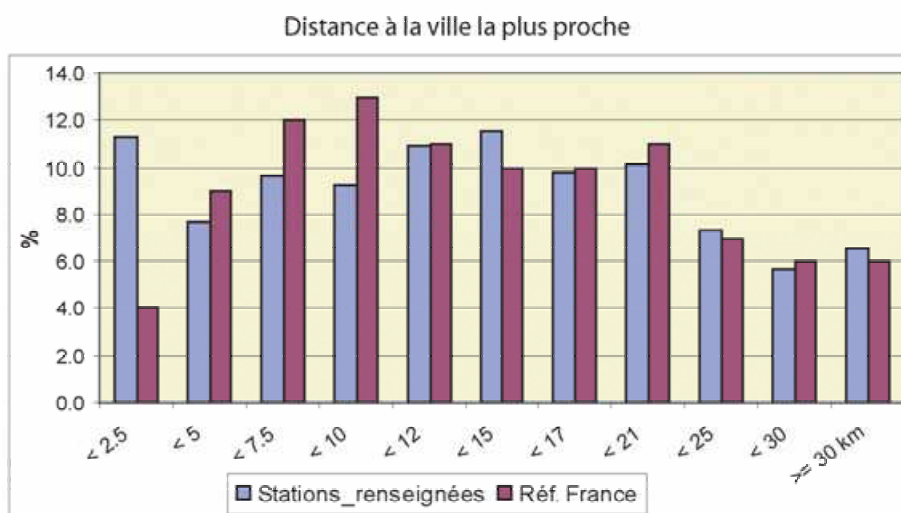
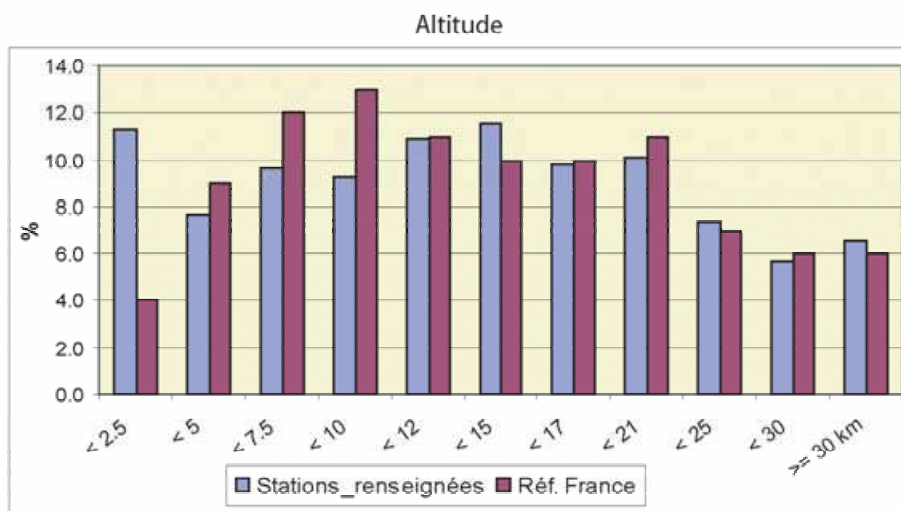
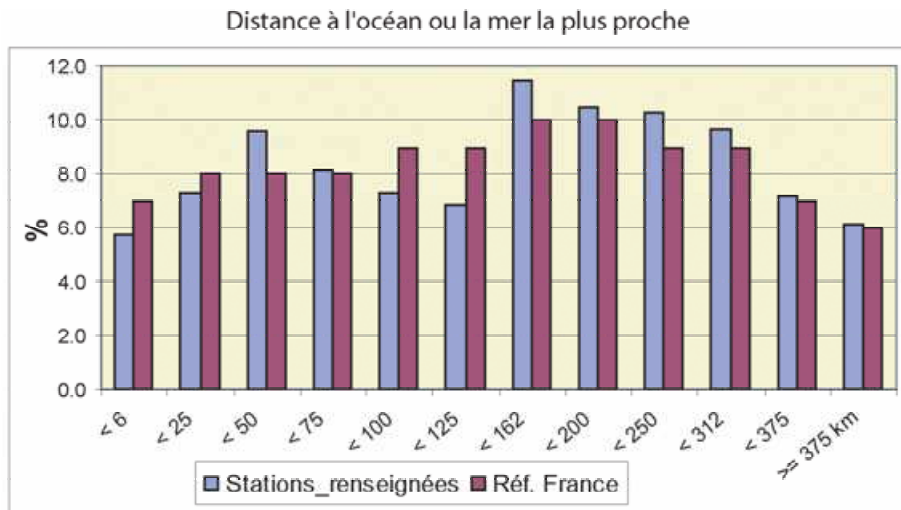


Figure 14 : Histogrammes de répartition des valeurs de référence (France entière) et des 3161 stations renseignées concernant les trois variables retenues dans le modèle d'interpolation : distance à l'océan (km), altitude (m) et distance à la ville (km)

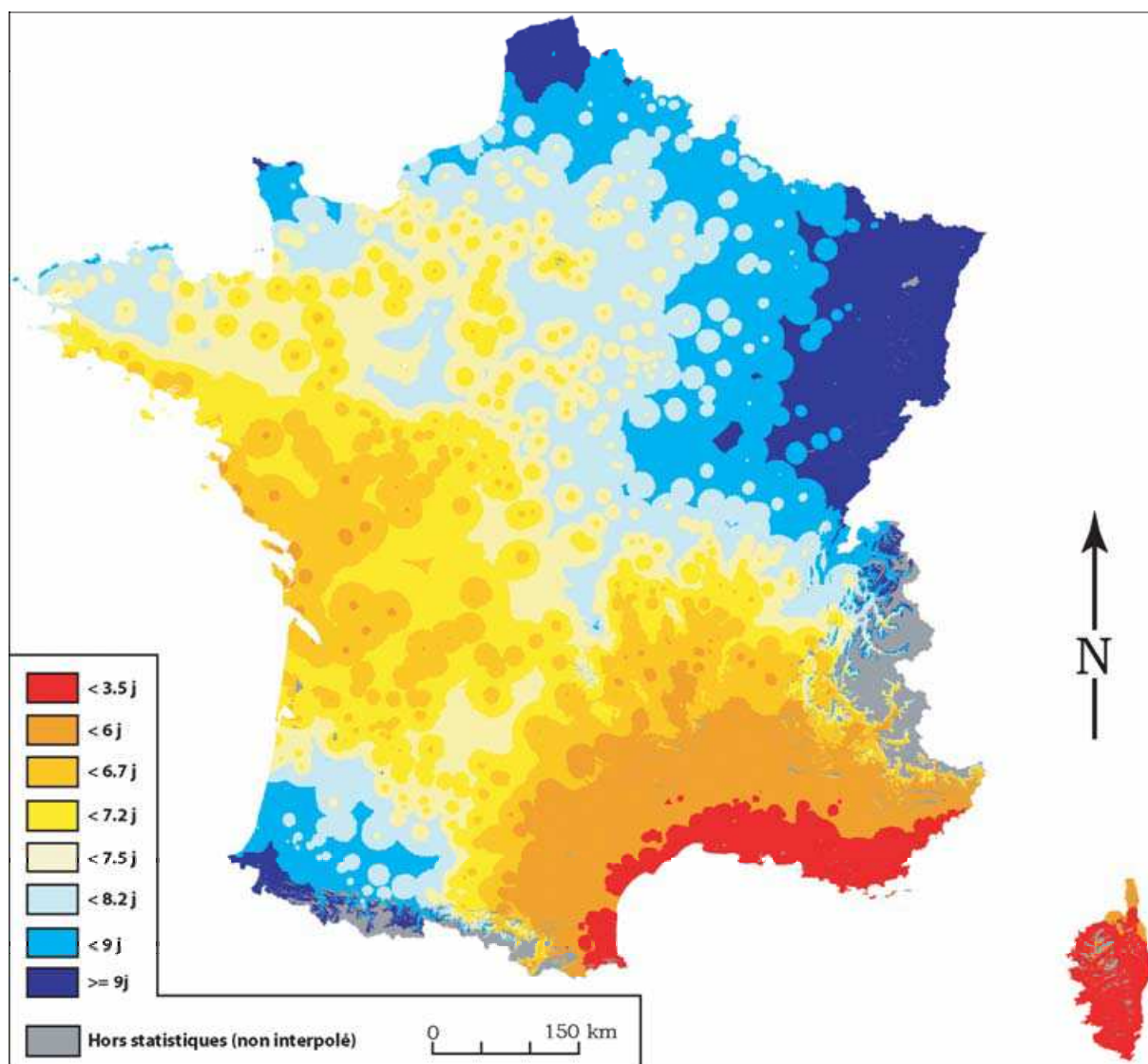


Figure 15 : Carte du nombre de jours de précipitations en été

2.4. Nombre de jours de pluie : moyenne mensuelle d'hiver

Le nombre de jours de précipitations correspond à la moyenne mensuelle calculée à partir des deux mois d'hiver janvier et février.

2.4.1. Données d'observation

La variable, renseignée en 3156 stations qui couvrent l'ensemble de l'espace français, présente une moyenne de 10.4 (jours par mois) s'étend de 4 (Tarascon, Bouches-du-Rhône) à 16.9 (Le Cloître-Saint-Thegonnec, Finistère).

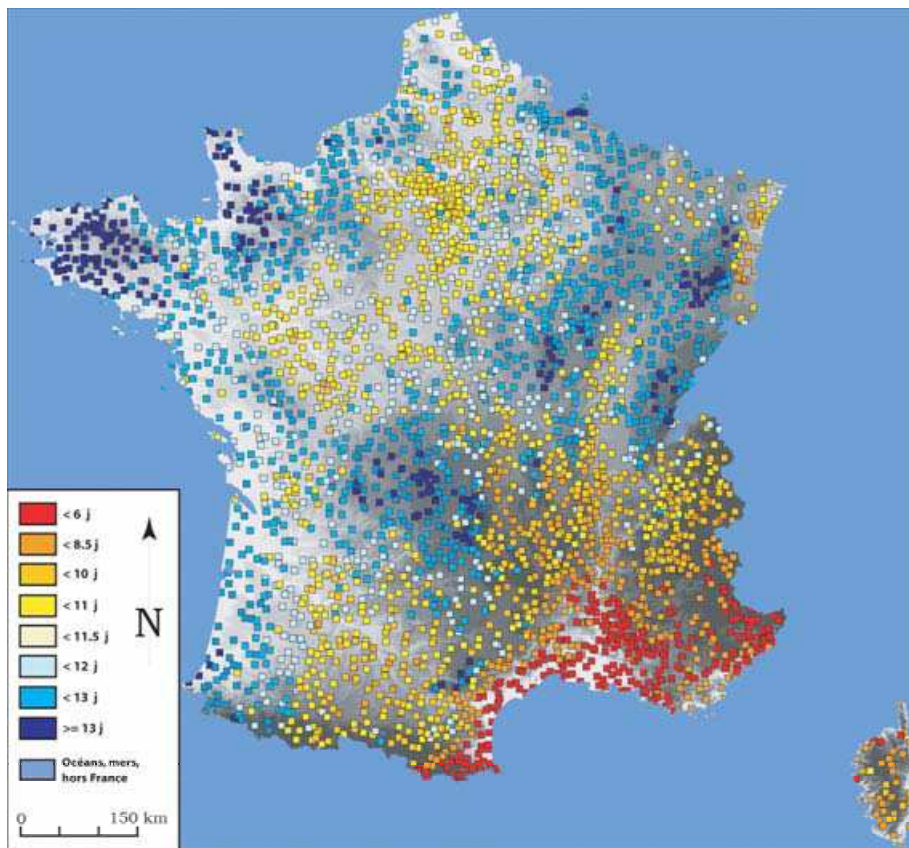


Figure 16 : Répartition des stations renseignées

2.4.2. Analyse

Les 12 corrélations linéaires successives (tableau 1) montrent que six variables structurent significativement la variation spatiale du nombre de jours de précipitations :

- la rugosité topographique ($r=-0.31$),
- la pente ($r=-0.34$),
- le rayonnement global ($r=-0.22$),
- l'encaissement ($r=0.29$),
- la distance à l'océan ou la mer le plus proche ($r=0.27$),
- la distance à la ville la plus proche ($r=0.22$).

Variables topographiques					
Altitude	Rugosité	Pente	Orientation	Rayonnement global	Encaissement
-0.19	-0.31	-0.34	0.18	-0.22	0.29
Occupation du sol					
Indice de végétation					
-0.11					
Distances					
Océan	Forêt	Villes	Creux	Crêtes	
0.27	0.01	0.22	0.10	0.19	

Tableau 7 : coefficients de corrélation linéaire entre le nombre de jours de pluie et les variables explicatives

Phase 1

Le modèle d'estimation du nombre de jours de précipitations prend la forme suivante :

$$NJ_Précip = f(Pen^2, Enca^2, DO^2, DV^2)$$

Où Pen= pente,

Enca= encaissement topographique,

DO= distance à l'océan,

DV= distance à la ville.

Le coefficient de détermination est de 0.28.

Phase 2

Le coefficient de corrélation multiple est de 0.44.

Phase 3

Au total, 76 % de variance sont expliqués.

Résidus

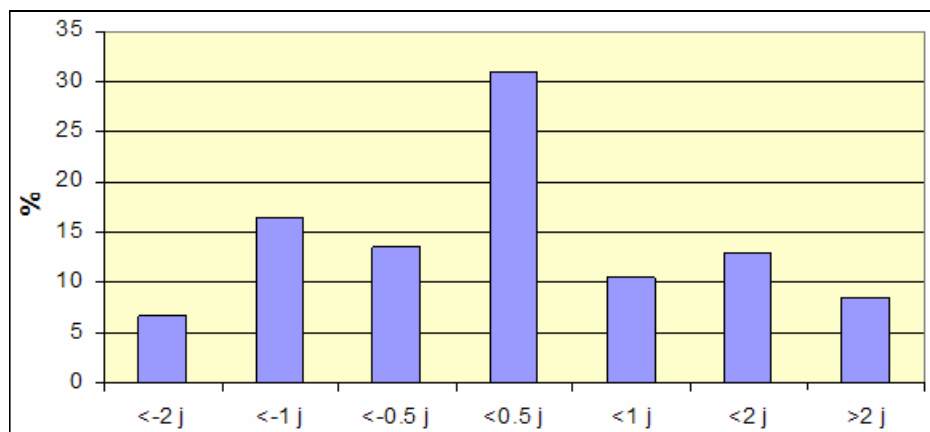


Figure 17 : Histogramme des résidus

Minimum : -6.2 j Maximum : 6.6 j Ecart-type : 1.4

Pourcentage d'erreur ((Ecart-type des résidus)*100) / (moyenne des valeurs d'obs.) = 14 %

Pourcentage d'erreur ((Ecart-type des résidus)*100) / (étendue des valeurs d'obs.) = 11 %

Les résidus, compris entre -1 et 1 jour, concernent plus de 50 % de la population, tandis que les valeurs élevées, inférieures à -2 jours ou supérieures à 2 jours regroupent respectivement 6.7 et 8.5 % de valeurs.

L'écart-type est de 1.4 jour et le pourcentage d'erreur est de 14 % et 11 % selon que l'écart-type est rapporté à la moyenne ou à l'étendue de la série des observations.

2.4.3. Interpolation

La variable considérée peut pratiquement être interpolée sur l'ensemble de l'espace français. En effet, le nombre important de stations renseignées couvre l'aire d'étude de manière presque homogène, en sorte que quasiment toutes les configurations spatiales sont échantillonnées. Notons toutefois que les altitudes présentent un déficit marqué concernant les valeurs supérieures à 1500 m (environ 1 % dans la population des 3161 stations renseignées contre près de 8 % dans la référence : l'espace français). Ce déficit est compensé par une surabondance de stations localisées dans la tranche 50 m à 100 M. Notons en outre l'excédent des stations localisées à moins de 10 pixels (2500 m) de la côte.

Limites de l'interpolation : bornes du calcul

Dans ces conditions, il a été nécessaire de fixer des bornes, à l'extérieur desquelles l'interpolation ne sera pas effectuée (on ne s'autorise pas d'extrapolation, ni spatiale, ni statistique). Ainsi, par exemple, la station située le plus haut en altitude (Isola, Alpes maritimes) n'autorise pas l'extension des interpolations au-dessus de 2549 m. Les autres variables ne limitent pas l'aire d'application de l'interpolation.

Les valeurs des bornes sont données dans le tableau 2 qui indique que l'interpolation sera effectuée pour tout pixel de l'espace français dont : la pente est inférieure à 31°, l'encaissement et supérieur à -950 m et inférieur à 415 m ? Ni la distance à l'océan et à la ville n'imposent de limites.

	Pente (°)	Encaissement (m)	Distance océan (km)	Dist. ville (km)
Limite inférieure	0	-950	0	0
Limite supérieure	31	415	483	60

Tableau 8 : bornes de l'interpolation pour les quatre variables structurantes.

Un code numérique particulier (traduit en gris sur la carte, annexe 3) marquera la non satisfaction de l'une (ou plusieurs) de ces conditions.

Valeurs d'interpolation

Moyenne : 10.4

Minimum : 16.3

Maximum : 3

La moyenne (10.4 jours) est identique à celle des 3156 valeurs renseignées. Le minimum est négatif à peine plus faible (3 jours contre 4), tandis que le maximum (16.3 jours) est à peine plus faible que celui issu de l'observation (16.9).

Carte

La carte (figure 20) montre un pourtour méditerranéen et ses prolongements vers la France du Sud, à l'exception de la façade atlantique, où le nombre de jours de précipitations est faible en hiver (moins de 8 jours). A l'inverse, la Bretagne et les Landes sont pluvieuses : + de 13 jours de précipitation y sont observés. Entre ces deux situations extrêmes, la carte révèle un gradient de fond dirigé vers l'est ; toutefois, localement, l'influence des villes joue un rôle non négligeable en favorisant les précipitations. Cet effet peut être dû aux micro masses d'air saturé en humidité suite au chauffage. L'îlot de chaleur urbain tend à entraîner cet air en altitude où il condense et génère des bruines sporadiques ou de légères neiges. Dans le Centre-Est apparaît, avec plus de vigueur qu'ailleurs, le rôle joué par l'encaissement et la pente.

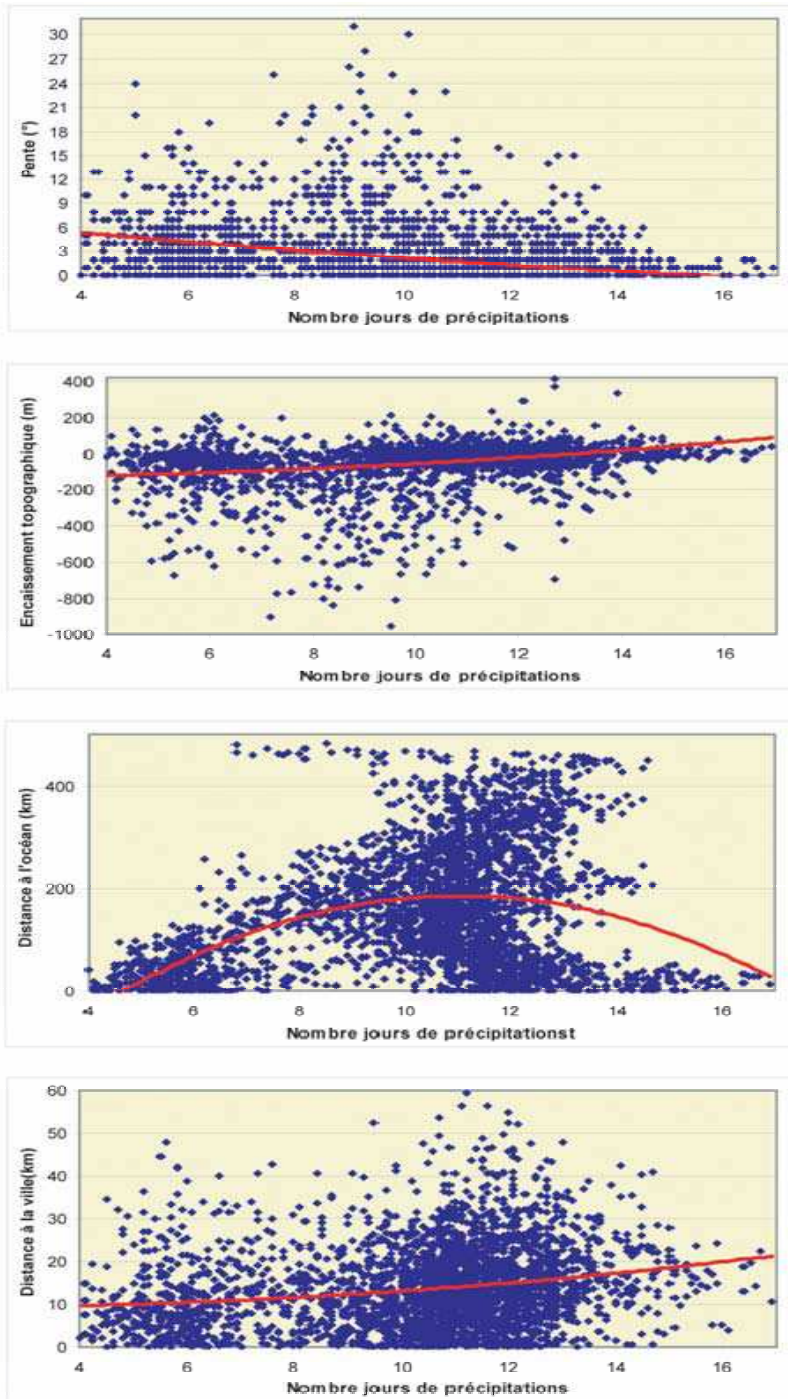


Figure 18 : Nuages de points et tendance (polynôme d'ordre 2) entre le nombre de jours de précipitations (cm) et des quatre variables retenues : pente (°), encaissement (m), distance à l'océan (km), distance à la ville (km).

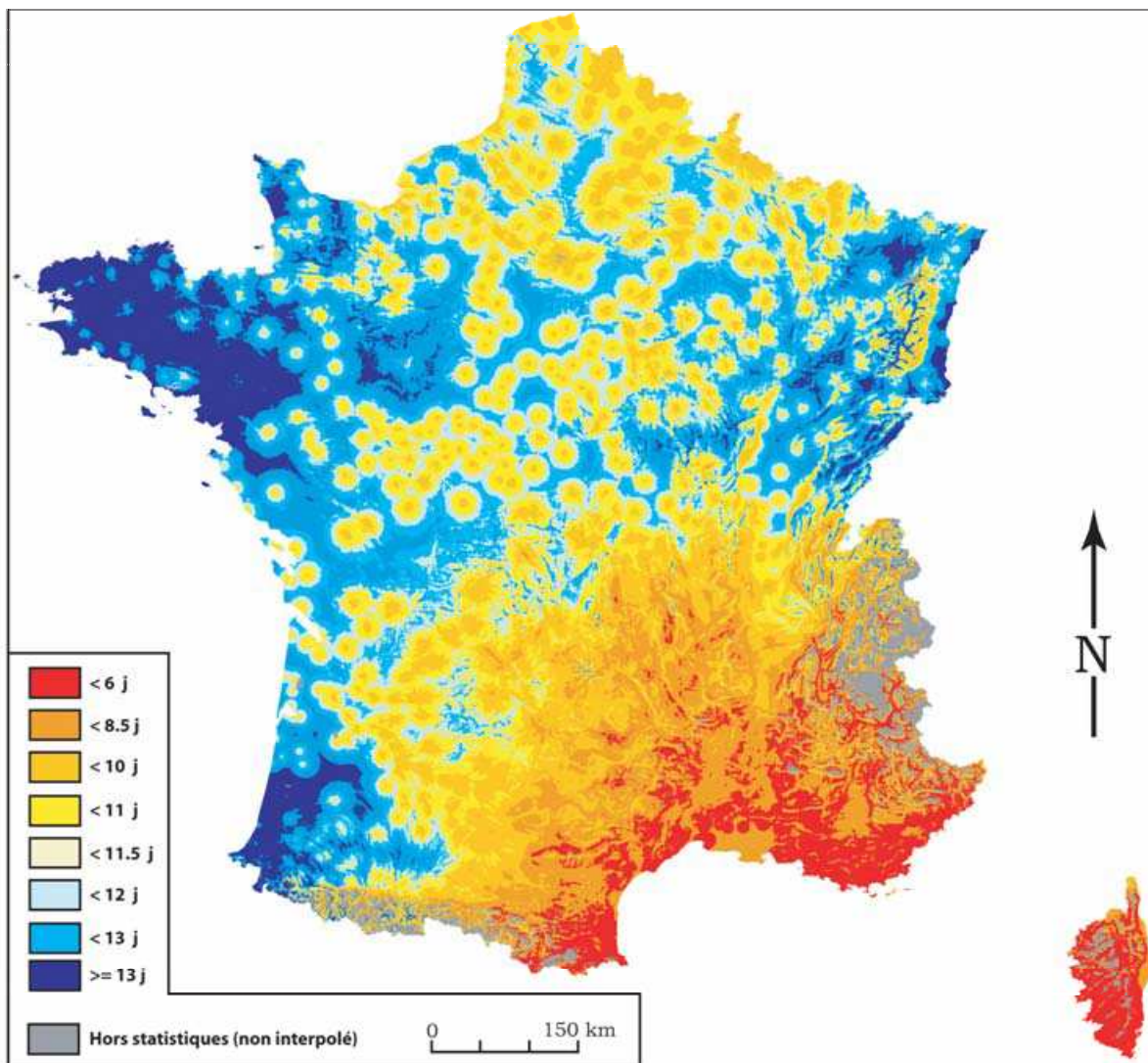


Figure 20 : Carte du nombre de jours de précipitations en hiver

2.5. Température moyenne mensuelle d'été

La température moyenne, exprimée en °C, correspond à la moyenne mensuelle de juillet et août.

2.5.1. Données d'observation

La variable, renseignée en 1530 stations assez bien réparties sur l'espace français, présente une moyenne de 19.4°C. La série s'étend de 11.2°C (Lanslebourg-Mont-Cenis) à 25.1°C (Menton, Alpes-Maritimes).

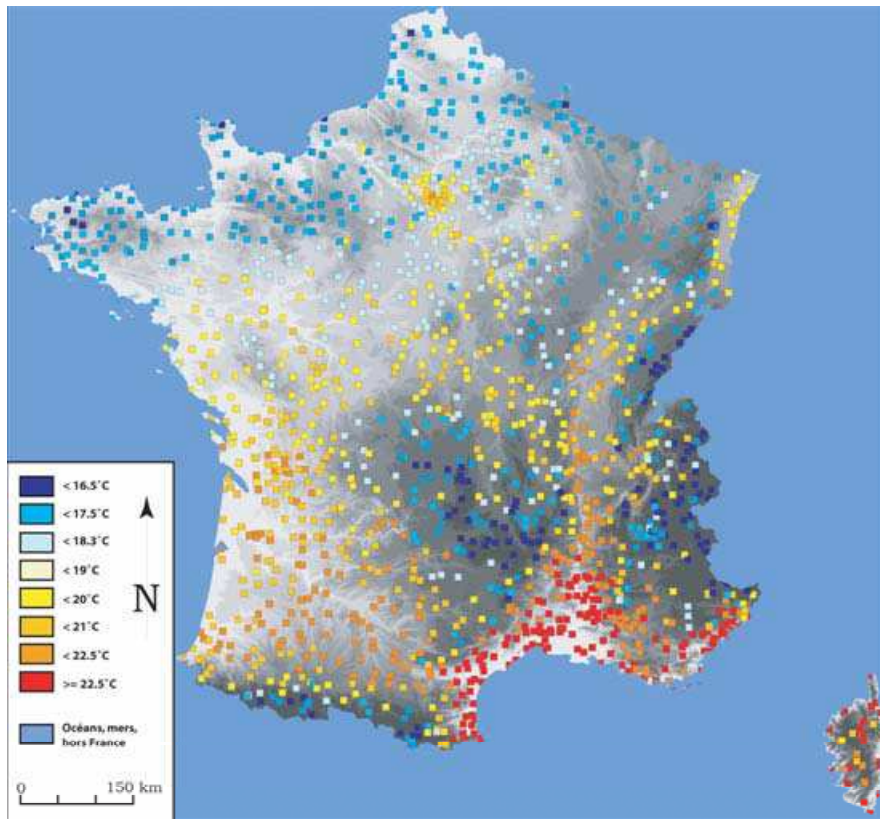


Figure 21 : Répartition des stations renseignées

2.5.2. Analyse des corrélations

Les 12 corrélations linéaires successives (tableau 1) montrent que six variables structurent significativement la variation spatiale de la température moyenne :

- l'altitude ($r=-0.53$),
- la distance à l'océan ou à la mer le plus proche ($r=0.33$),
- la distance à la ville la plus proche ($r=-0.30$),
- la rugosité topographique ($r=-0.25$),
- la pente ($r=-0.22$),
- l'encaissement topographique ($r=-0.22$).

Variables topographiques					
Altitude	Rugosité	Pente	Orientation	Rayonnement global	Encaissement
-0.53	-0.25	-0.22	0.16	0.16	-0.22
Occupation du sol					
Indice de végétation					
0.06					
Distances					
Océan	Forêt	Villes	Creux	Crêtes	
0.33	-0.12	-0.30	0.12	-0.10	

Tableau 9 : coefficients de corrélation linéaire entre la température moyenne et les variables explicatives

Phase 1

Le modèle d'estimation de la température moyenne prend la forme suivante :

$$HPrécip = f(Alt^2, DO^2, DV^2, Rugo^2)$$

Où Alt= altitude

DO= distance à l'océan,

DV = distance à la ville la plus proche

Rugo= rugosité topographique

Le coefficient de détermination est de 0.45.

Phase 2

Le coefficient de détermination est de 0.63.

Phase 3

Au total, 79% de variance sont expliqués.

Résidus

Moyenne : 0.1 Minimum : -4 °C Maximum : 4 °C Ecart-type : 0.9°C

Pourcentage d'erreur ((Ecart-type des résidus)*100) / (moyenne des valeurs d'obs.) = 5 %

Pourcentage d'erreur ((Ecart-type des résidus)*100) / (étendue des valeurs d'obs.) = 7 %

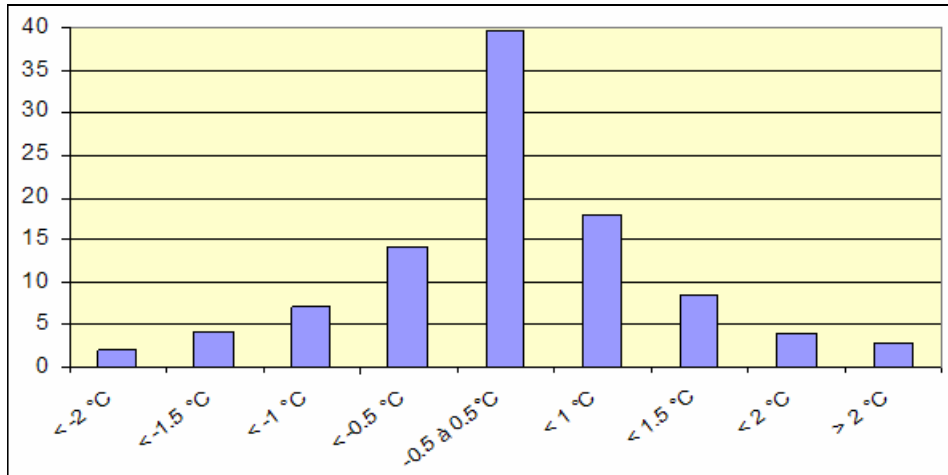


Figure 22 : Histogramme des résidus

L'écart-type est de 0.7 m/s. Le pourcentage d'erreur, 5 % ou 7 % selon que l'écart-type est rapporté à la moyenne ou à l'étendue des valeurs d'observation, rend compte d'une excellente modélisation de la variation spatiale du phénomène analysé.

Les résidus faibles, compris entre -0.5 et 0.5°C, concernent près de 40 % de la population. Les valeurs élevées, inférieures à -2°C ou supérieures à +2°C, regroupent respectivement 1.9 et 2.9 % des individus.

2.5.3. Interpolation

Limites de l'interpolation : bornes du calcul

Les valeurs des bornes sont données dans le tableau 2 qui indique que l'interpolation sera effectuée pour tout pixel de l'espace français dont l'altitude est inférieure à 2549 m, la distance à l'océan ou à la mer le plus proche est inférieure à 483 km, la distance à la ville la plus proche est inférieure à 55 km, et enfin la rugosité est comprise entre 3 et 148 m.

	Altitude (m)	Distance océan (km)	Dist. ville (km)	Rugosité (m)
Limite inférieure	0	0	0	3
Limite supérieure	2549	483	55	148

Tableau 10 : bornes de l'interpolation

Valeurs d'interpolation

Moyenne : 19.4 Minimum : 8.8 Maximum : 25.7 Etendue de la série : 16.9

La moyenne est identique à celle des 1530 valeurs renseignées. Tant le minimum (8.8 °C) que le maximum (25.7 °C) ne s'écartent guère des extrêmes observés (respectivement 11.2 et 25.1°C).

Carte

La carte de température moyenne oppose une fois de plus une France méditerranéenne où la température est en tout point supérieure à 21°C à une France du Nord, notamment la frange littorale. La montagne (Alpes, Massif central, Pyrénées, Jura, Vosges) est caractérisée elle aussi par des températures moyennes peu élevées. .

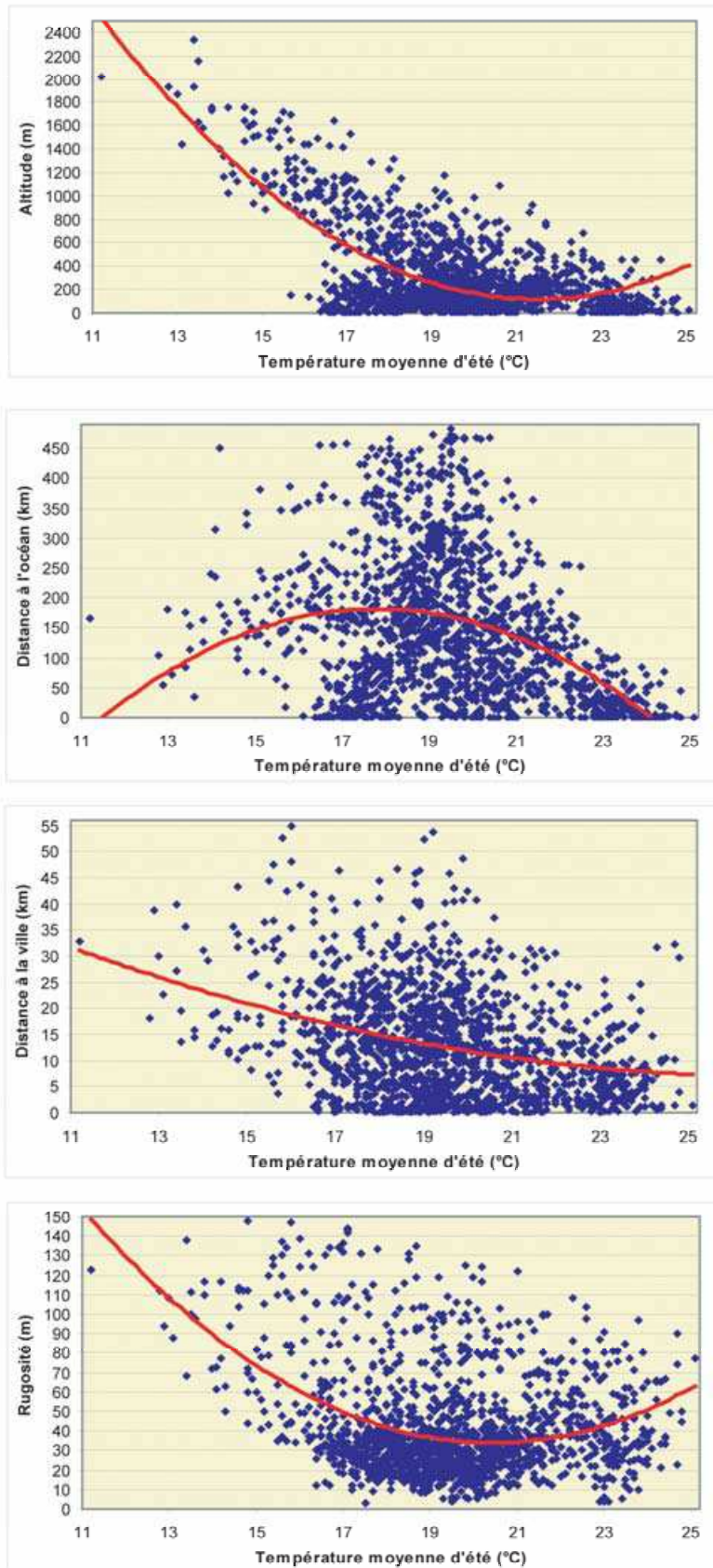


Figure 23 : Nuages de points et tendance (polynôme d'ordre 2) entre la température moyenne (°) et des quatre variables retenues dans le modèle d'interpolation : altitude (m), distance à l'océan (km), distance à la forêt (km) et rugosité (m)

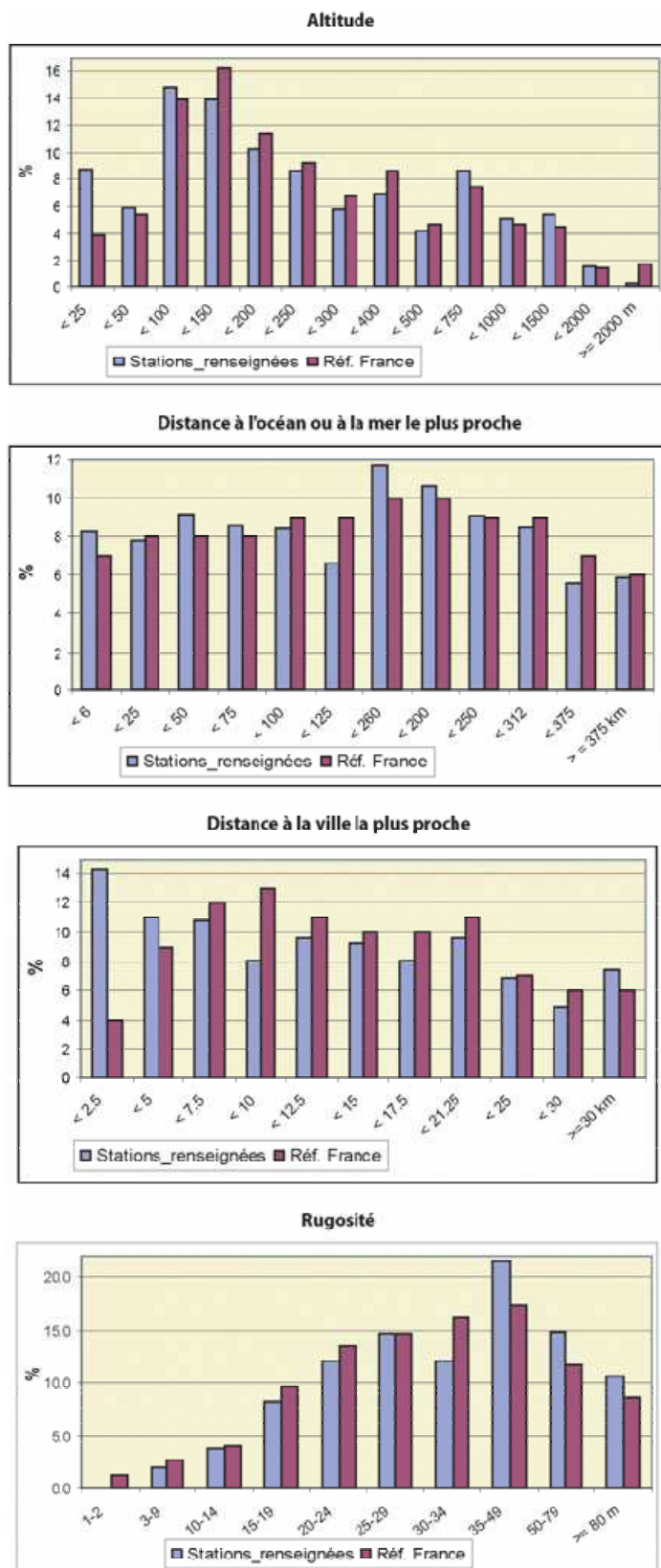


Figure 24 : Histogrammes de répartition des valeurs de référence (France entière) et des 3165 stations renseignées concernant les quatre variables retenues dans le modèle d'interpolation : altitude (m), distance à l'océan (km), distance à la forêt (km) et rugosité (m)

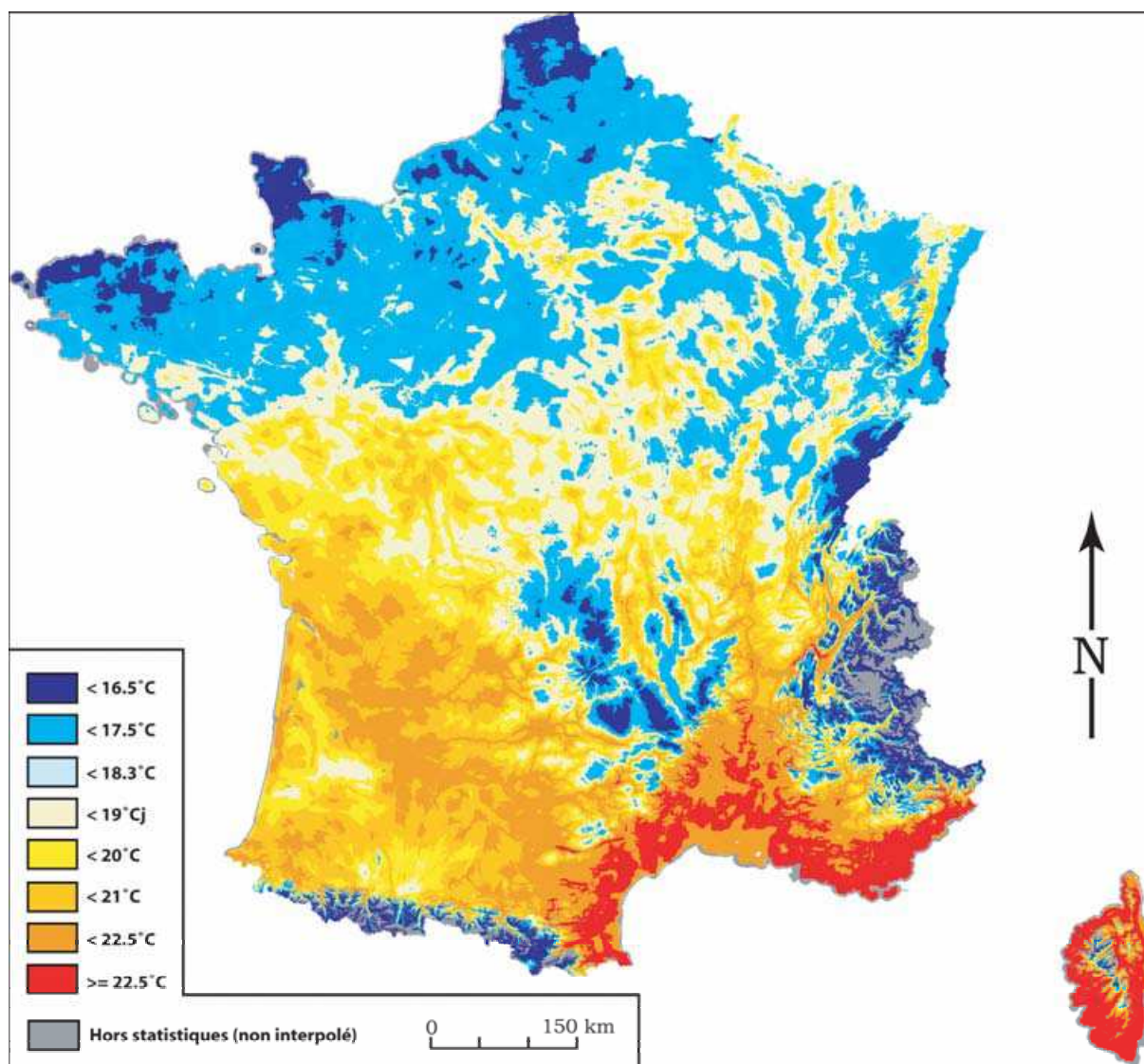


Figure 25 : Carte de la température moyenne en été

2.6. Température moyenne mensuelle d'hiver

La température moyenne, exprimée en °C, correspond à la moyenne mensuelle de janvier et février.

2.6.1. Données d'observation

La variable, renseignée en 1523 stations assez bien réparties sur l'espace français, présente une moyenne de 4.5°C. La série s'étend de -5.7°C (Bessans, Savoie) à 11.3°C (Menton, Alpes-Maritimes).

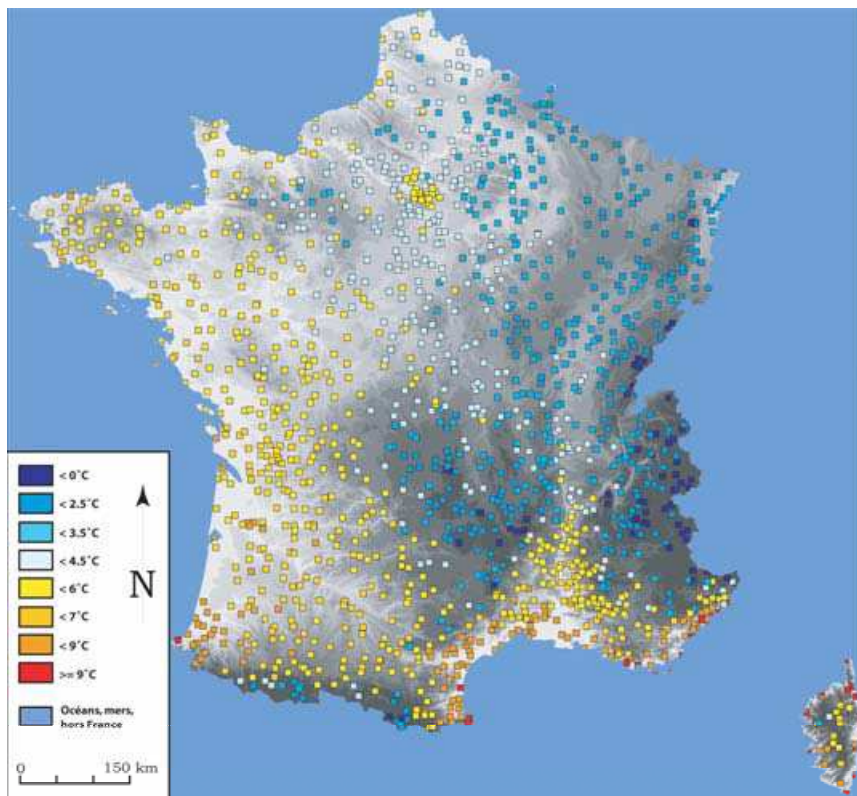


Figure 26 : Répartition des stations renseignées

2.6.2. Analyse des corrélations

Les 12 corrélations linéaires successives (tableau 1) montrent que neuf variables structurent significativement la variation spatiale de la température moyenne :

- l'altitude ($r=-0.69$),
- la distance à l'océan ou à la mer le plus proche ($r=-0.67$),
- la rugosité topographique ($r=-0.39$),
- la pente ($r=-0.34$),
- la distance à la forêt la plus proche ($r=0.28$),
- l'encaissement ($r=0.29$),
- le rayonnement global ($r=0.24$),
- l'indice de végétation ($r=-0.23$),
- la distance à la ville la plus proche ($r=-0.23$).

Variables topographiques						
Altitude	Rugosité	Pente	Orientation	Rayonnement global	Encaissement	
-0.69	-0.39	-0.34	0.13	0.24	0.29	
Occupation du sol						
Indice de végétation						
-0.23						
Distances						
Océan	Forêt	Villes	Creux	Crêtes		
-0.67	0.28	-0.23	-0.17	-0.09		

Tableau 11 : coefficients de corrélation linéaire entre la température moyenne et les variables explicatives

Phase 1

Le modèle d'estimation de la température moyenne prend la forme suivante :

$$TTemp = f(Alt^2, DO^2, Rugo^2, Pen^2)$$

Où Alt= altitude

DO= distance à l'océan,

Rugo= rugosité topographique,

Pen= pente.

Le coefficient de détermination est de 0.77.

Phase 2

Le coefficient de détermination est de 0.5.

Phase 3

Au total, 89% de variance sont expliqués.

Résidus

Moyenne : 0.2 Minimum : -2.6 °C Maximum : 2.9 °C Ecart-type : 0.78°C

Pourcentage d'erreur ((Ecart-type des résidus)*100) / (moyenne des valeurs d'obs.) = 17 %

Pourcentage d'erreur ((Ecart-type des résidus)*100) / (étendue des valeurs d'obs.) = 4 %

L'écart-type est de 0.7 m/s. Le pourcentage d'erreur est de 17 % ou 4 % selon que l'écart-type est rapporté à la moyenne ou à l'étendue de la série.

Les résidus faibles, compris entre -0.5 et 0.5°C, concernent plus de 50 % de la population. Les valeurs élevées, inférieures à -2°C ou supérieures à +2°C, regroupent respectivement 0.7 et 1.3 % des individus.

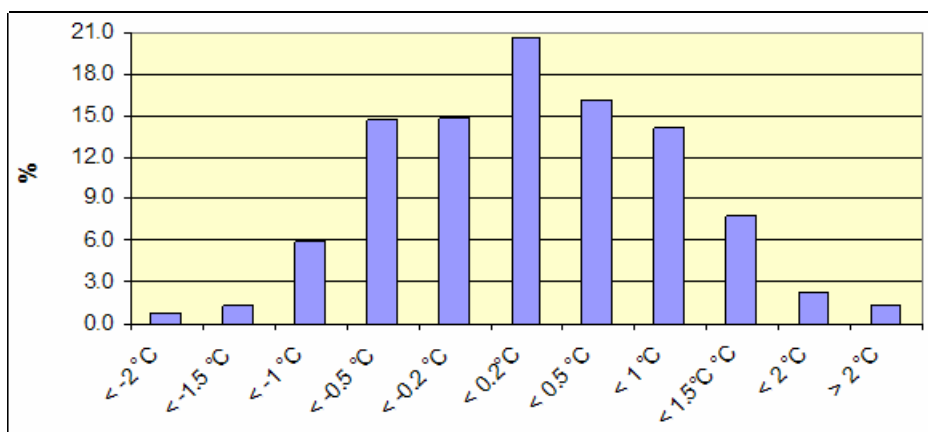


Figure 27 : Histogramme des résidus

2.6.3. Interpolation

La variable considérée, renseignée en un grand nombre de stations, échantillonne bon nombre de configurations spatiales rencontrées en France. Le profil de référence et celui des 1529 stations renseignées s'écartent peu l'un de l'autre. Seules les pentes présentent un écart très sensible : les postes climatologiques sont en très forte majorité localisés sur des sites peu pentus et, corrélativement, les sites pentus ne sont pas, ou peu, échantillonnés.

Limites de l'interpolation : bornes du calcul

Dans ces conditions, il a été nécessaire de fixer des bornes, à l'extérieur desquelles l'interpolation ne sera pas effectuée (on ne s'autorise pas d'extrapolation, ni spatiale, ni statistique). Les valeurs des bornes sont données dans le tableau 2 qui indique que l'interpolation sera effectuée pour tout pixel de l'espace français dont l'altitude est inférieure à 2549 m et la pente supérieure à 46°. La distance à l'océan ou à la mer le plus proche et la rugosité sont peu limitatives.

	Altitude (m)	Distance océan (km)	Rugosité (m)	Pente (°)
Limite inférieure	0	0	0	0
Limite supérieure	2549	483	148	46

Tableau 12 : bornes de l'interpolation

Un code numérique particulier (traduit en gris sur la carte, annexe 3) marquera la non satisfaction de l'une (ou plusieurs) de ces conditions.

Valeurs d'interpolation

Moyenne : 19.4 Minimum : 8.8 Maximum : 25.7 Etendue de la série : 16.9

La moyenne est identique à celle des 1523 valeurs renseignées. Tant le minimum (-5.5 °C) que le maximum (10 °C) ne s'écartent guère des extrêmes observés (respectivement -5.7 et 11.3°C).

Carte

Les températures d'hiver sont élevées sur le pourtour méditerranéen et la frange littoral de l'Atlantique, jusqu'à Nantes (valeurs supérieures à 9.8°C). Les températures diminuent régulièrement des côtes bretonnes (8°C) jusqu'à la frontière belge (5°C) et du littoral vers l'intérieur du pays où les valeurs minimales se rencontrent dans le Centre-Est (Lorraine, Alsace, Franche-Comté) et dans les massifs montagneux (Pyrénées, Massif central, Alpes).

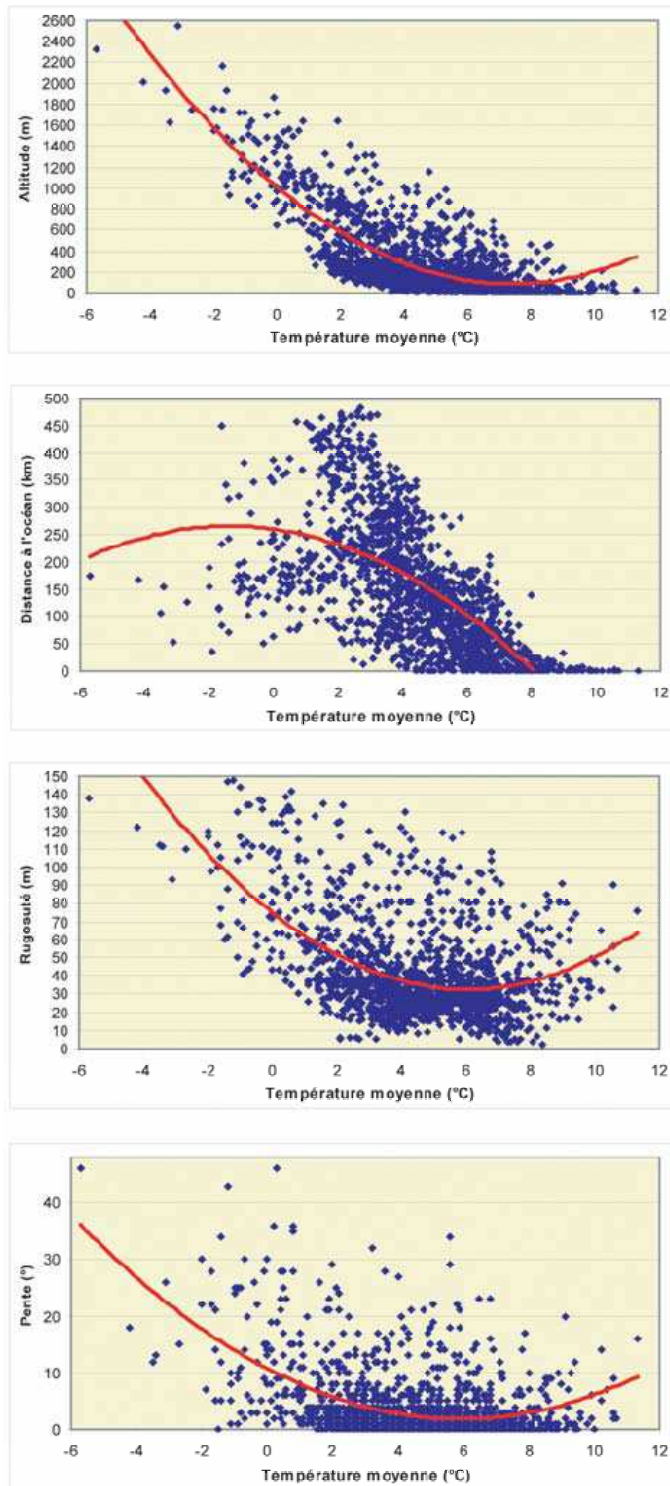
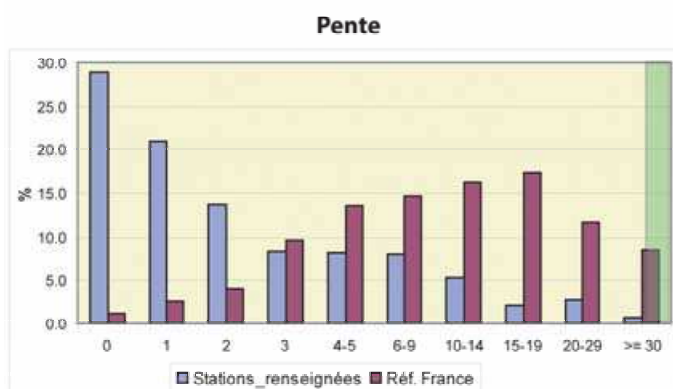
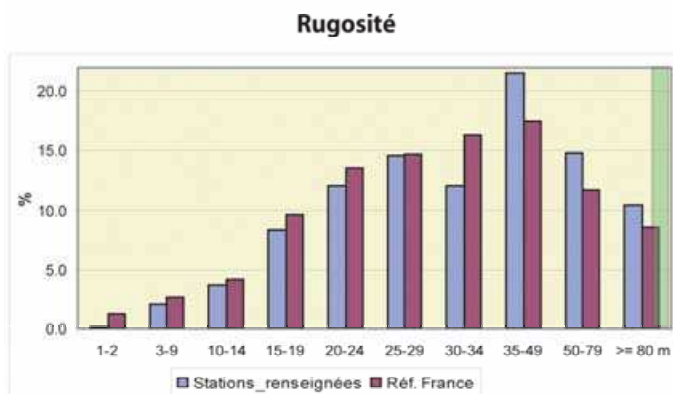
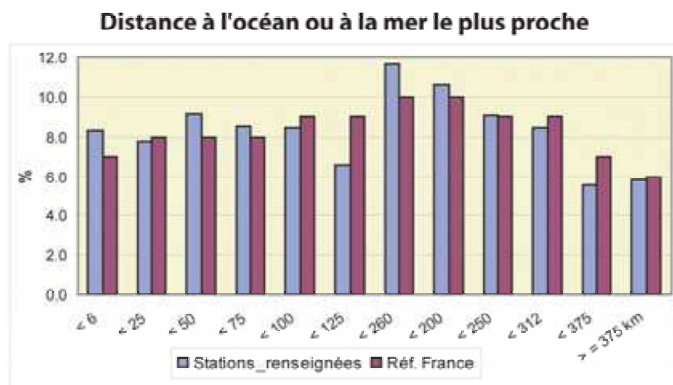
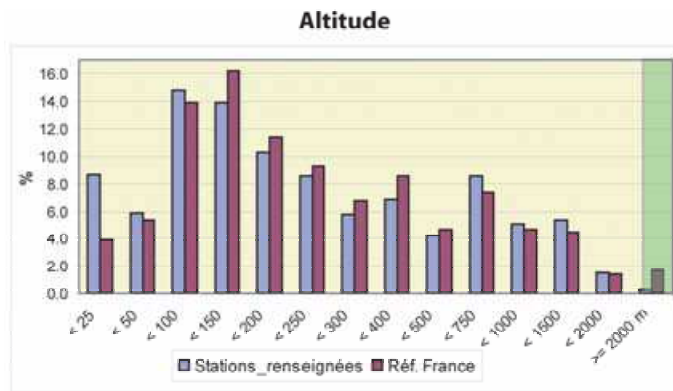


Figure 28 : Nuages de points et tendance (polynôme d'ordre 2) entre les cumuls de précipitation (cm) et des quatre variables retenues dans le modèle d'interpolation : altitude (m), distance à l'océan (km) rugosité (m) et pente (°).



Plage exclue de l'interpolation

Figure 29 : Histogrammes de répartition des valeurs de référence (France entière) et des 3165 stations renseignées concernant les quatre variables retenues dans le modèle d'interpolation : altitude (m), distance à l'océan (km) rugosité (m) et pente (°)

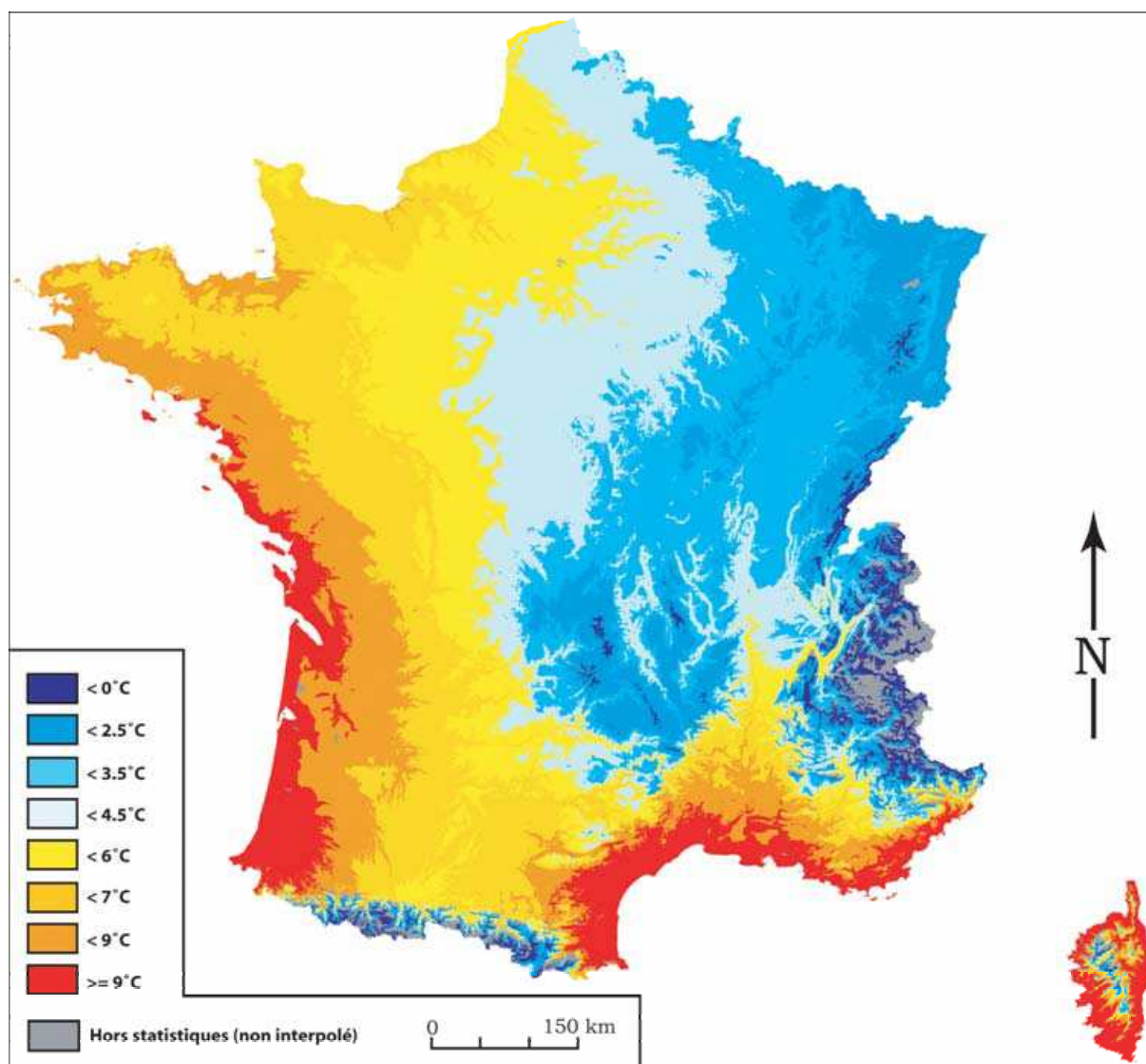


Figure 30 : Carte de la température moyenne en hiver

2.7. Nombre de jours avec une température supérieure à 30°C : moyenne mensuelle d'été

Le nombre de jours avec une température supérieure à 30°C, correspond à la moyenne mensuelle calculée à partir des deux mois d'été juillet et août.

2.7.1. Données d'observation

La variable, renseignée en 1497 stations qui couvrent de façon homogène l'ensemble de l'espace français, présente une moyenne de 6.1 (jours). La série s'étend de 0 jour (en une trentaine de stations d'altitude) à 25.5 jours (Draguignan, Var).

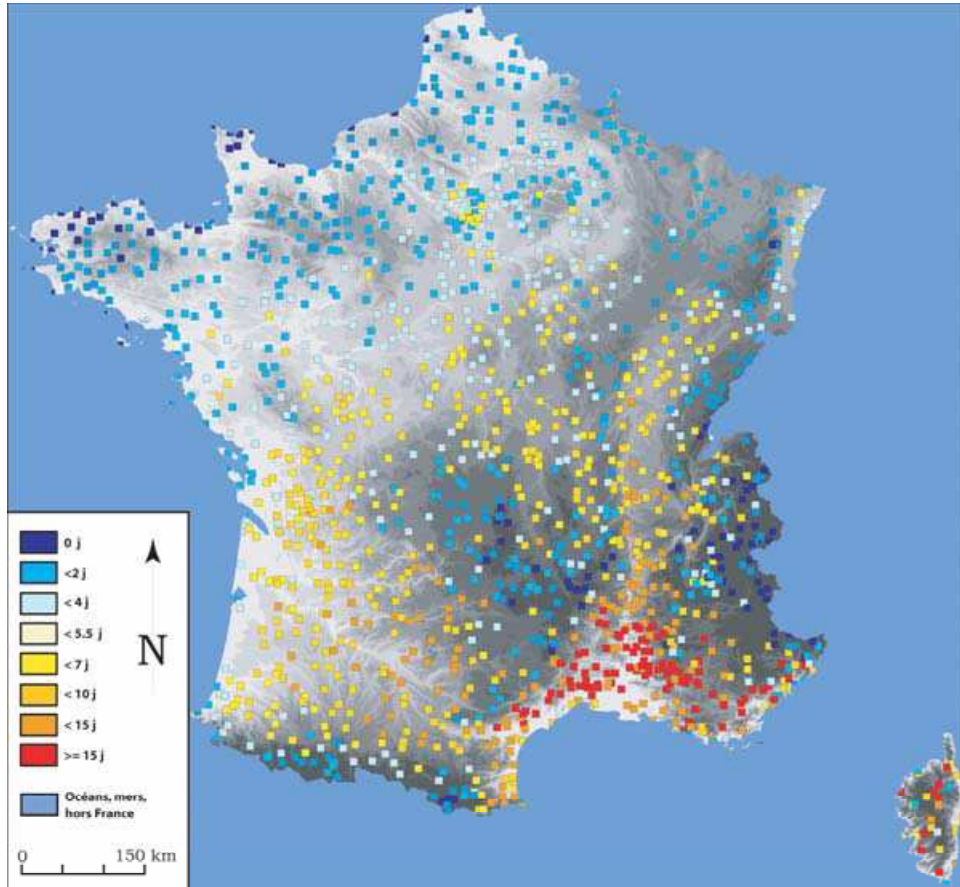


Figure 31 : Répartition des stations renseignées

2.7.3. Analyse des corrélations

Les 12 corrélations linéaires successives (tableau 1) montrent que quatre variables structurent significativement la variation spatiale du nombre de jours avec une température supérieure à 30°C :

- l'altitude ($r=-0.31$),
- l'encaissement topographique ($r=-0.28$),
- la rugosité topographique ($r=-0.21$),
- l'indice de végétation ($r=0.21$).

Variables topographiques					
Altitude	Rugosité	Pente	Orientation	Rayonnement global	Encaissement
-0.31	-0.21	-0.15	0.11	-0.13	-0.28
Occupation du sol					
Indice de végétation					
0.21					
Distances					
Océan	Forêt	Villes	Creux	Crêtes	
0.18	-0.07	-0.12	0.07	-0.12	

Tableau 13 : coefficients de corrélation linéaire entre le nombre de jours avec une température supérieure à 30°C et les variables explicatives

Phase 1

Le modèle d'estimation du nombre de jours avec une température supérieure à 30°C prend la forme suivante :

$$HPrécip = f(Alt^2, Enca^2, Rugo^2, IV^2)$$

Où Alt= altitude,
 Enca= encaissement,
 Rugo= rugosité,
 IV= indice de végétation.

Le coefficient de détermination est de 0.30.

Phase 2

Le coefficient de détermination est de 0.48.

Phase 3

Au total, 72% de variance sont expliqués.

Résidus

Minimum : -9.2 jours Maximum : 12.4 jours Ecart-type : 1.8 jours

Pourcentage d'erreur ((Ecart-type des résidus)*100) / (moyenne des valeurs d'obs.) = 29 %

Pourcentage d'erreur ((Ecart-type des résidus)*100) / (étendue des valeurs d'obs.) = 11 %

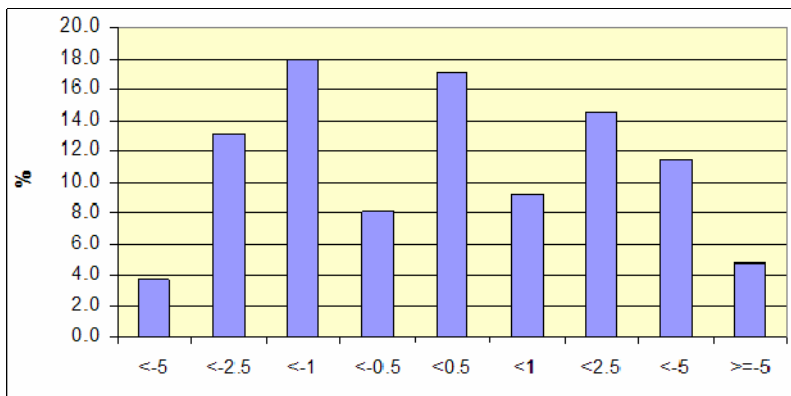


Figure 32 : Histogramme des résidus

Les résidus faibles, compris entre -1 et 1 jours, concernent 43% de la population, tandis que les valeurs élevées, inférieures à -5 jours ou supérieures à +5 jours, regroupent respectivement 3.7 et 4.8 % de valeurs.

L'écart-type est de 1.8 jours et le pourcentage d'erreur est de 29 % ou 11 % selon que l'écart-type est rapporté à la moyenne ou à l'étendue des valeurs d'observation. Ces valeurs renseignent sur la mauvaise qualité de l'interpolation. La variable est assez mal ajustée.

2.7.3. Interpolation

Limites de l'interpolation : bornes du calcul

La station située le plus haut en altitude (Isola, Alpes maritimes) n'autorise pas l'extension des interpolations au-dessus de 2549 m. Les autres variables limitent aussi, mais très légèrement, l'aire d'application de l'interpolation. Les valeurs des bornes sont données dans le tableau 2 qui indique que l'interpolation sera effectuée pour tout pixel de l'espace français dont l'altitude est inférieure à 2549 m et l'indice de végétation supérieur à 9. La limite supérieure de cette dernière variable n'est pas un critère d'exclusion car le maximum de l'indice est précisément de 252 ; il en va de même pour la distance à l'océan.

	Altitude (m)	Encaissement (m)	Rugosité (m)	Indice de végétation
Limite inférieure	0	-970	3	9
Limite supérieure	2549	480	148	252

Tableau 14 : bornes de l'interpolation

Valeurs d'interpolation

Moyenne : 2.0 Minimum : -3.6 Maximum : 19.9 Etendue de la série : 23.9

La moyenne (60.7) est identique, à 1 dixième près, à celle des 1497 valeurs renseignées. Le minimum est négatif en raison des polynômes qui forcent les valeurs en dessous de zéro en certaines zones critiques où les valeurs d'observation sont voisines de 0 (2.5% des pixels sont concernés et se situent tous en Corse du sud). On a ramené toutes les valeurs négatives à 0.

Le maximum (17.9), plus faible que celui issu de l'observation (25.5), montre que les fonctions prennent relativement mal en compte les situations extrêmes.

Carte

La carte du nombre de jours avec une température supérieure à 30°C montre l'opposition entre une France du sud et une France du Nord. La frange littorale du Midi méditerranéen ainsi que la Camargue présente des valeurs à peine plus faibles que l'intérieur des terres. Ces nombreux jours avec une température supérieure à 30°C affectent également toutes les vallées qui prolongent, vers le nord (sillon alpin, vallée du Rhône) ou vers l'ouest (massif central) les secteurs fréquemment chauds de la Provence. Les sommets des Alpes et des Pyrénées, les

plateaux du Jura, l'alsace et tout le nord de la France présentent un nombre de jours faible avec des températures élevées.

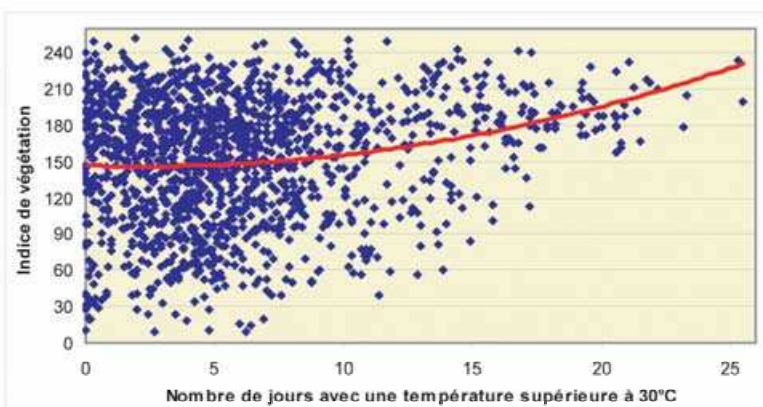
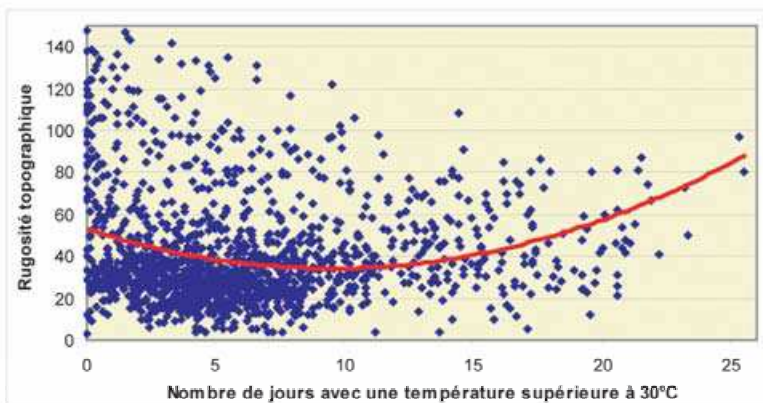
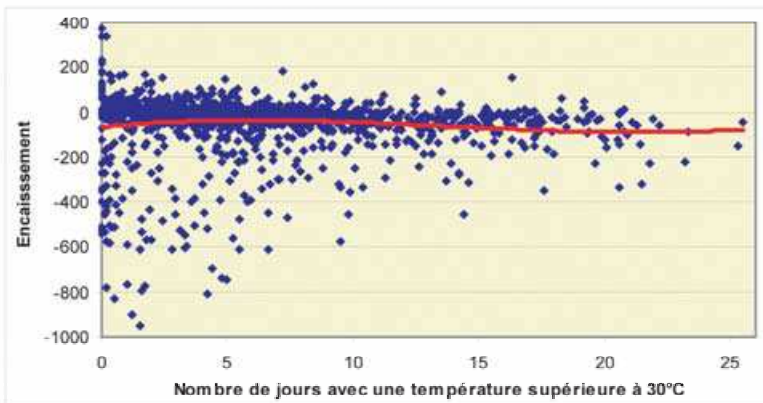
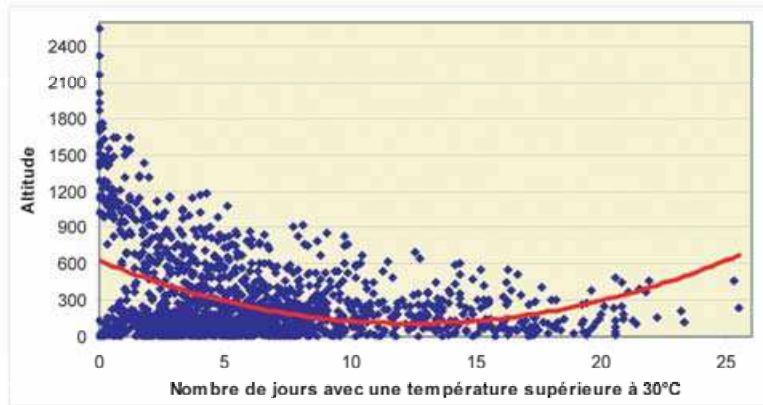


Figure 33 : Nuages de points et tendance (polynôme d'ordre 2) du nombre de jours avec une température supérieure à 30° et des quatre variables retenues : altitude (m), encaissement (m), rugosité (m) et indice de végétation

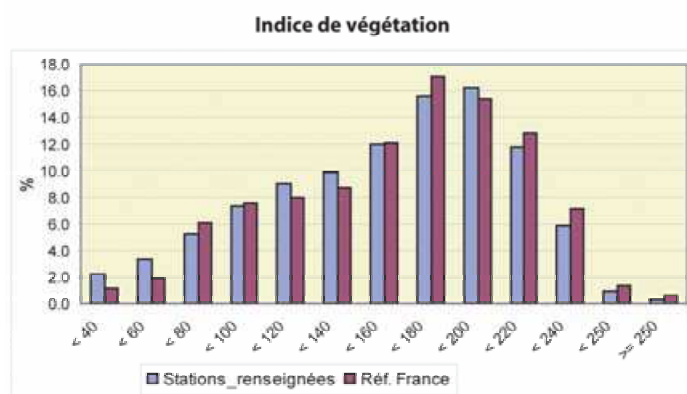
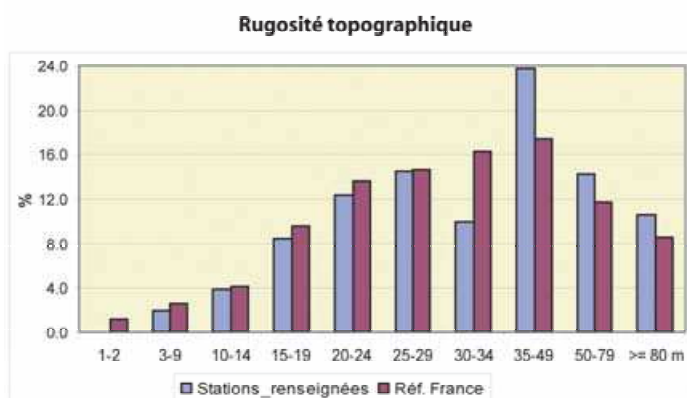
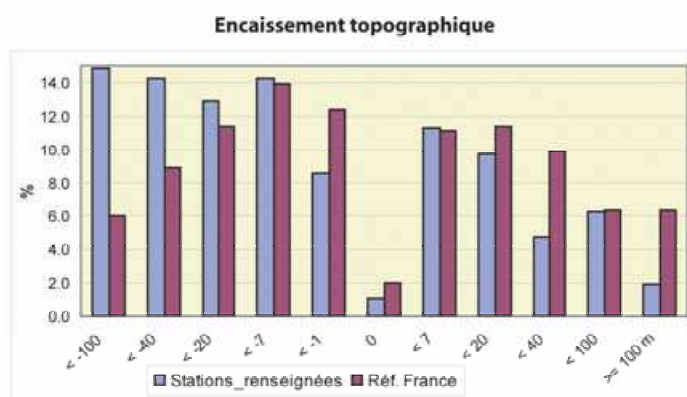
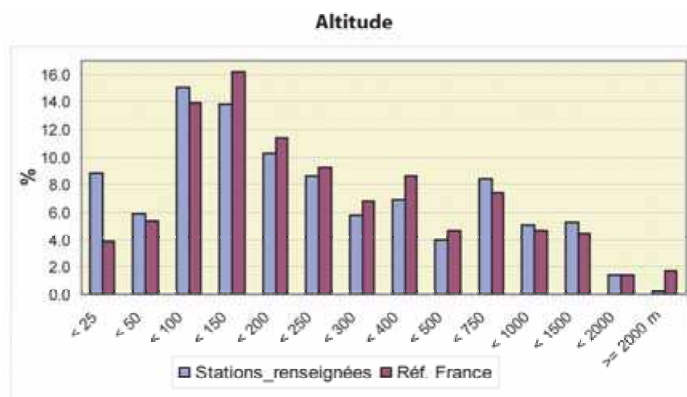


Figure 34 : Histogrammes de répartition des valeurs de référence (France entière) et des 1497 stations renseignées concernant les quatre variables retenues dans le modèle d'interpolation : altitude (m), encaissement (m), rugosité (m) et indice de végétation

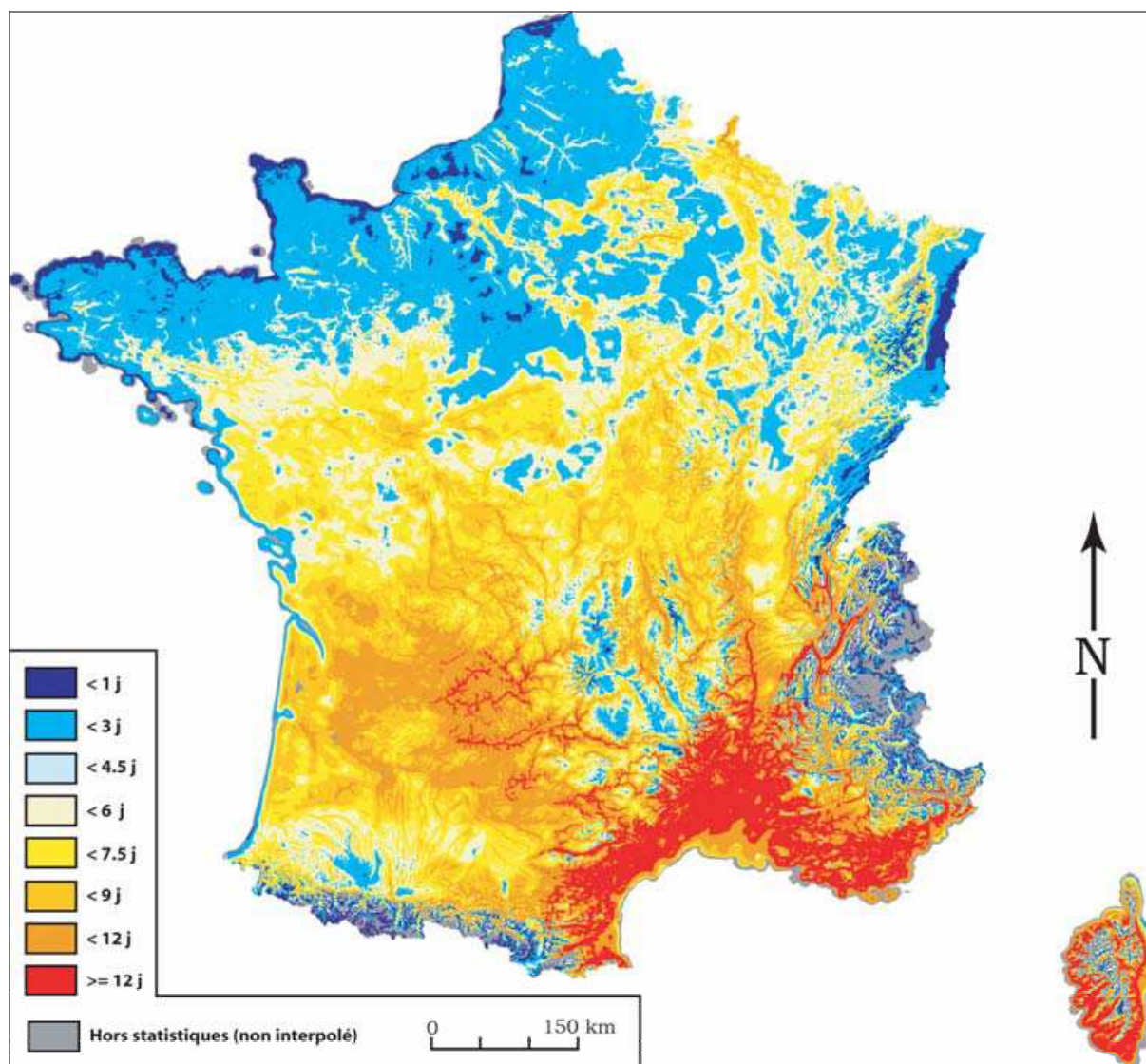


Figure 35 : Carte du nombre de jours avec une température supérieure à 30°C (moyenne mensuelle de juillet/août)

2.8. Nombre de jours avec une température inférieure à -5°C : moyenne mensuelle d'hiver

La variable analysée correspond à la moyenne mensuelle du nombre de jours avec une température inférieure à -5°C , calculée à partir des deux mois d'hiver janvier et février.

2.8.1. Données d'observation

La variable, renseignée en 1489 stations qui couvrent de façon homogène l'ensemble de l'espace français, présente une moyenne de 3.6 (jours). La série s'étend de 0 jour (en une trentaine de stations dispersées le long du littoral méditerranéen) à 25.5 jours (Bessans, Savoie).

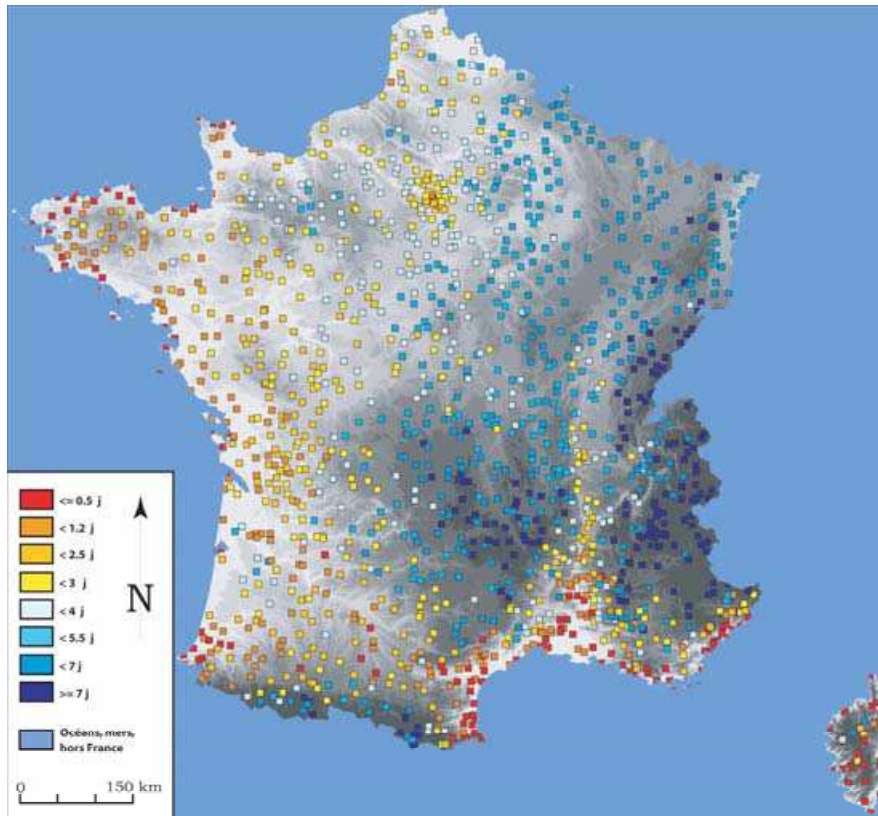


Figure 36 : Répartition des stations renseignées

2.8.2. Analyse des corrélations

Les 12 corrélations linéaires successives (tableau 1) montrent que huit variables, structurent significativement la variation spatiale du nombre de jours avec une température $< -5^{\circ}$:

- L'altitude ($r=0.80$),
- La distance à l'océan ou à la mer le plus proche ($r=0.46$),
- La pente ($r=0.45$),
- La rugosité ($r=0.35$),
- Le rayonnement global ($r=0.32$),
- L'encaissement ($r=-0.29$),
- La distance à la forêt la plus proche ($r=-0.29$),
- L'indice de végétation ($r=0.26$),

- La distance à la ville la plus proche ($r=-0.26$).

Variables topographiques					
Altitude	Rugosité	Pente	Orientation	Rayonnement global	Encaissement
0.80	0.35	0.45	0.17	0.32	-0.29
Occupation du sol					
Indice de végétation					
0.26					
Distances					
Océan	Forêt	Villes	Creux	Crêtes	
0.46	-0.29	0.26	0.19	-0.14	

Tableau 15 : coefficients de corrélation linéaire entre le nombre de jours avec une température supérieure à 30°C et les variables explicatives

Phase 1

Le modèle d'estimation du nombre de jours avec une température supérieure à 30°C prend la forme suivante :

$$NJ_Temp = f(Alt^2, DO^2, Pen^2)$$

Où Alt= altitude,

DO=distance à l'océan ou à la mer le plus proche,

Pen= pente

Le coefficient de détermination est de 0.75.

Phase 2

Le coefficient de détermination est de 0.14.

Phase 3

Au total, 79 % de variance sont expliqués.

Résidus

Minimum : -8.4 jours Maximum : 8.9 jours Ecart-type : 1.5 jours

Pourcentage d'erreur $((\text{Ecart-type des résidus}) * 100) / (\text{moyenne des valeurs d'obs.}) = 43 \%$

Pourcentage d'erreur $((\text{Ecart-type des résidus}) * 100) / (\text{étendue des valeurs d'obs.}) = 6 \%$

Les résidus faibles, compris entre -1 et 1 jours, concernent plus de 60 % de la population, tandis que les valeurs élevées, inférieures à -5 jours ou supérieures à +5 jours, regroupent respectivement 2 % et 3.7 % de valeurs.

L'écart-type est de 1.8 jours et le pourcentage d'erreur $[(\text{écart-type des résidus} * 100) / \text{étendue de la série des stations renseignées}]$ est de 6 % (mais de 43 % si l'écart-type est rapporté à la moyenne).

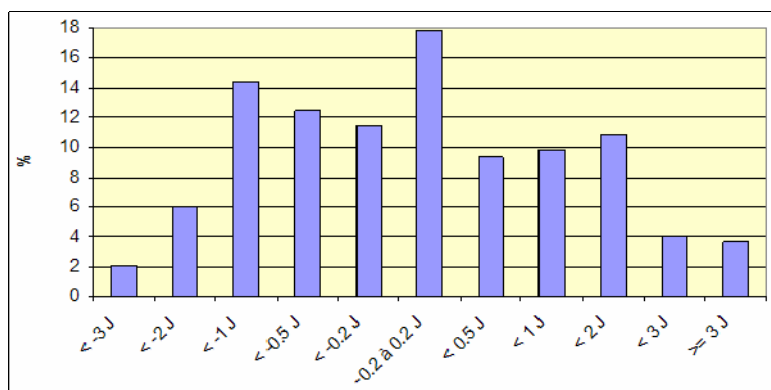


Figure 37 : Histogramme des résidus

2.8.3. Interpolation

La variable considérée peut pratiquement être interpolée sur l'ensemble de l'espace français. En effet, le nombre important de stations renseignées couvre l'aire d'étude de manière presque homogène, en sorte que quasiment toutes les configurations spatiales sont échantillonnées. Le seul excédent relatif de l'échantillonnage des 1489 stations à souligner touche les altitudes inférieures à 50 m.

Limites de l'interpolation : bornes du calcul

Dans ces conditions, il a été nécessaire de fixer des bornes, à l'extérieur desquelles l'interpolation ne sera pas effectuée (on ne s'autorise pas d'extrapolation, ni spatiale, ni statistique). Ainsi, par exemple, la station située le plus haut en altitude (Isola, Alpes maritimes) n'autorise pas l'extension des interpolations au-dessus de 2549 m. Les autres variables limitent aussi, mais très légèrement, l'aire d'application de l'interpolation.

Les valeurs des bornes sont données dans le tableau 2 qui indique que l'interpolation sera effectuée pour tout pixel de l'espace français dont l'altitude est inférieure à 2549 m et la pente inférieure à 46°. Les limites de la distance à l'océan ne sont pas un critère d'exclusion.

	Altitude (m)	Distance océan (km)	Pente (°)
Limite inférieure	0	0	3
Limite supérieure	2549	483	46

Tableau 16 : bornes de l'interpolation

Un code numérique particulier (traduit en gris sur la carte, annexe 3) marquera la non satisfaction de l'une (ou plusieurs) de ces conditions.

Valeurs d'interpolation

Moyenne : 3.6 J Minimum : -2.2 Maximum : 24.7 Etendue de la série : 26.9

La moyenne est identique, à 1 dixième près, à celle des 1489 valeurs renseignées. Le minimum est légèrement négatif en raison des polynômes qui forcent les valeurs en dessous de zéro en certaines zones critiques où les valeurs d'observation sont voisines de 0 (0.5% des pixels sont concernés et se situent tous en Corse du sud). On a arbitrairement ramené toutes les valeurs négatives à 0 (un nombre de jours < 0 pourrait surprendre...).

Le maximum (24.7), du même ordre que celui issu de l'observation (25.5), montre que les fonctions prennent assez bien en compte les situations extrêmes.

Carte

La carte du nombre de jours avec une température inférieure à -5°C montre un solide gradient dirigé de l'océan ou des mers vers l'intérieur du pays. A l'exception du littoral du Pas-de-Calais, l'essentiel des côtes présentent une probabilité très faible d'observer un jour avec une température $<-5^{\circ}\text{C}$. En revanche, le Centre-Est, enregistre partout des moyennes supérieures à 4 jours, voire à 6 jours en Franche-Comté. Il en va de même sur tous les massifs montagneux.

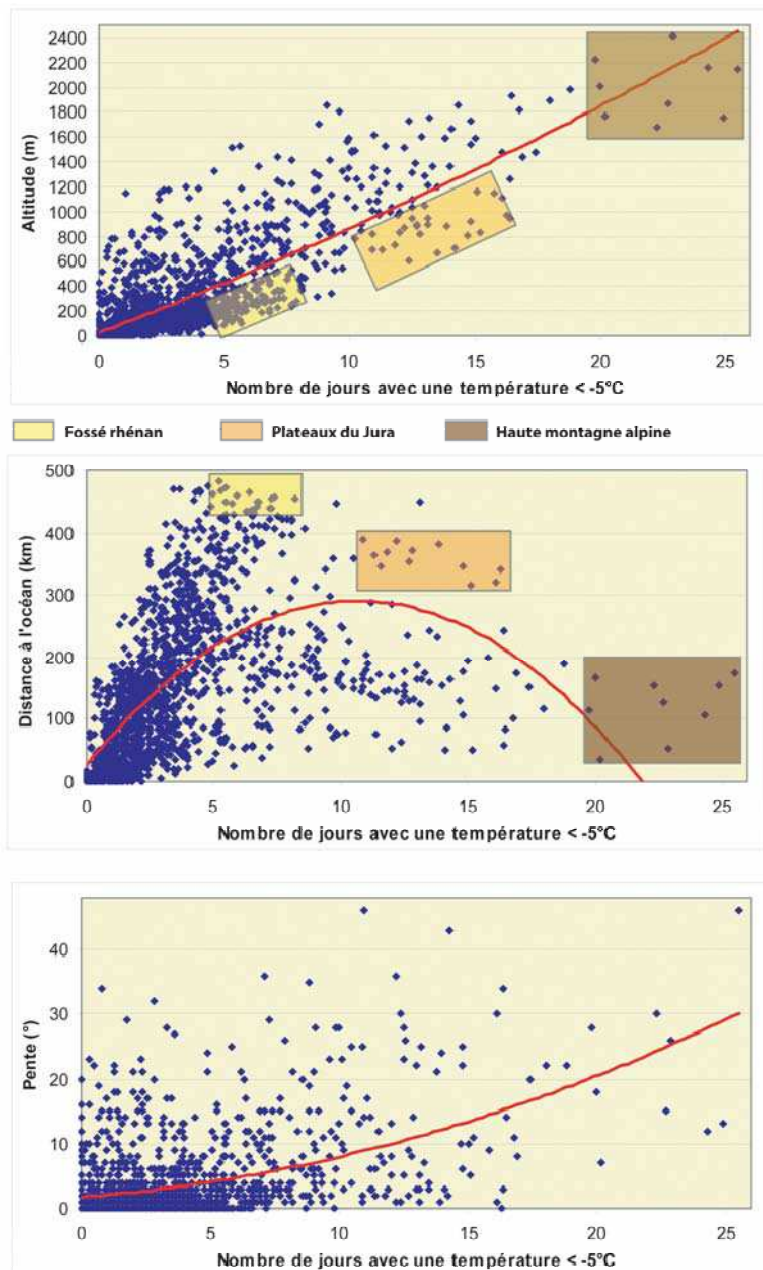
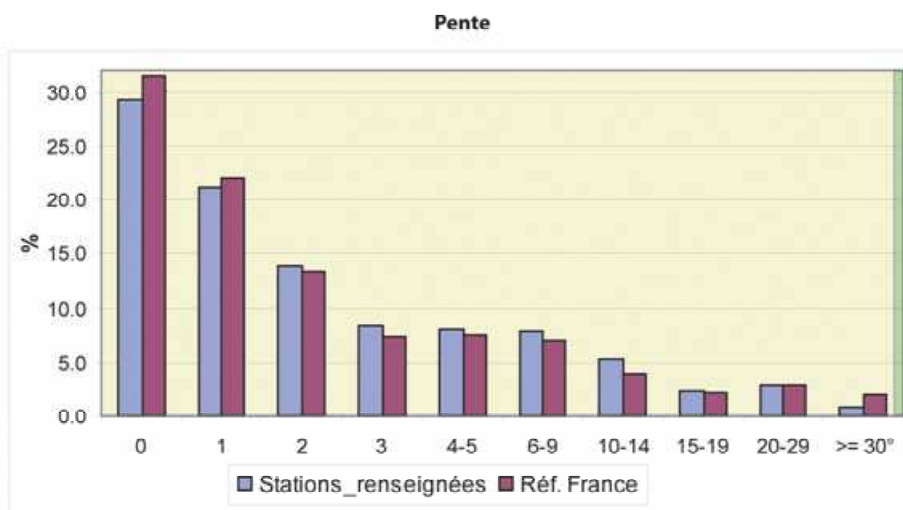
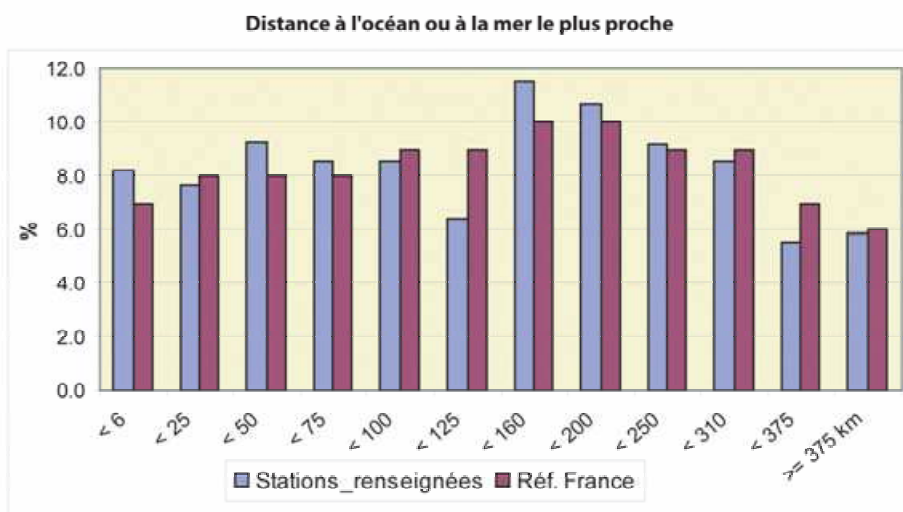
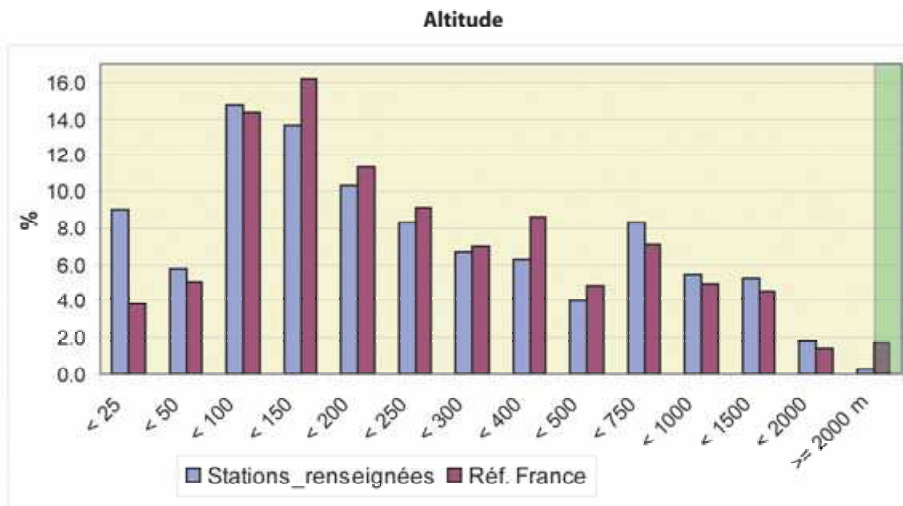


Figure 38 : Nuages de points et tendance (polynôme d'ordre 2) du nombre de jours avec une température supérieure à 30°C (cm) et des trois variables retenues : altitude (m), distance à l'océan (km) et pente ($^{\circ}$)



(°) Plage exclue de l'interpolation

Figure 39 : Histogrammes de répartition des valeurs de référence (France entière) et des 1497 stations renseignées concernant les quatre variables retenues dans le modèle d'interpolation : altitude (m), distance à l'océan (km) et pente (°)

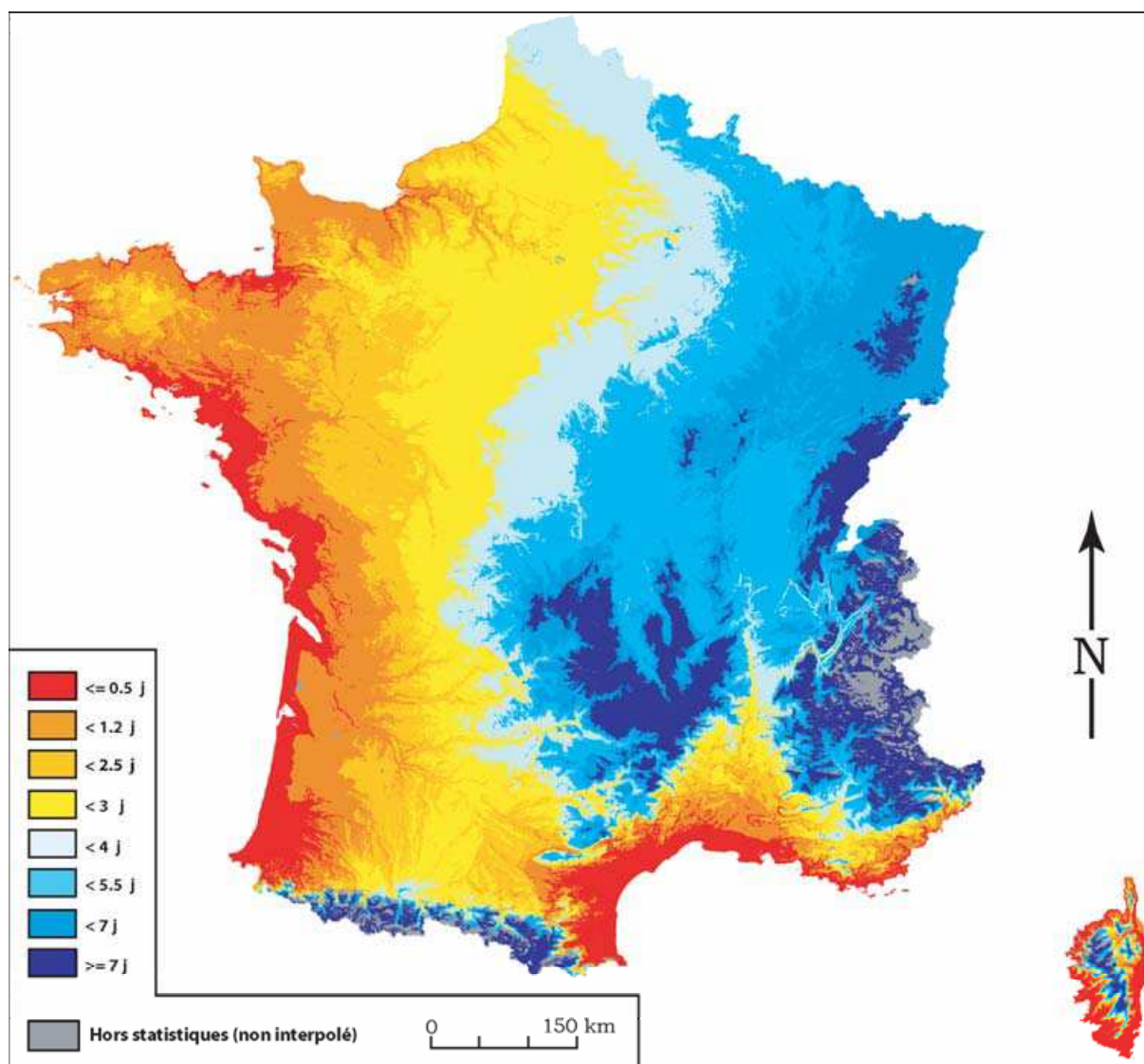


Figure 40 : Carte du nombre de jours avec une température inférieure à 5°C (moyenne mensuelle de janvier/février)

2.9. Durée d'insolation : moyenne mensuelle d'été

La durée d'insolation, exprimée en heures, correspond à la moyenne mensuelle observée sur les deux mois d'été juillet et août.

2.9.1. Données d'observation

La variable, renseignée en 115 stations qui couvrent l'ensemble de l'espace français de manière assez lâche, présente une moyenne de 247 heures. La série s'étend de 176 h pour la station la moins ensoleillée (Rostrenen, Côtes-du-Nord) à 347 h qui bénéficie le plus d'insolation (Ajaccio, Corse).

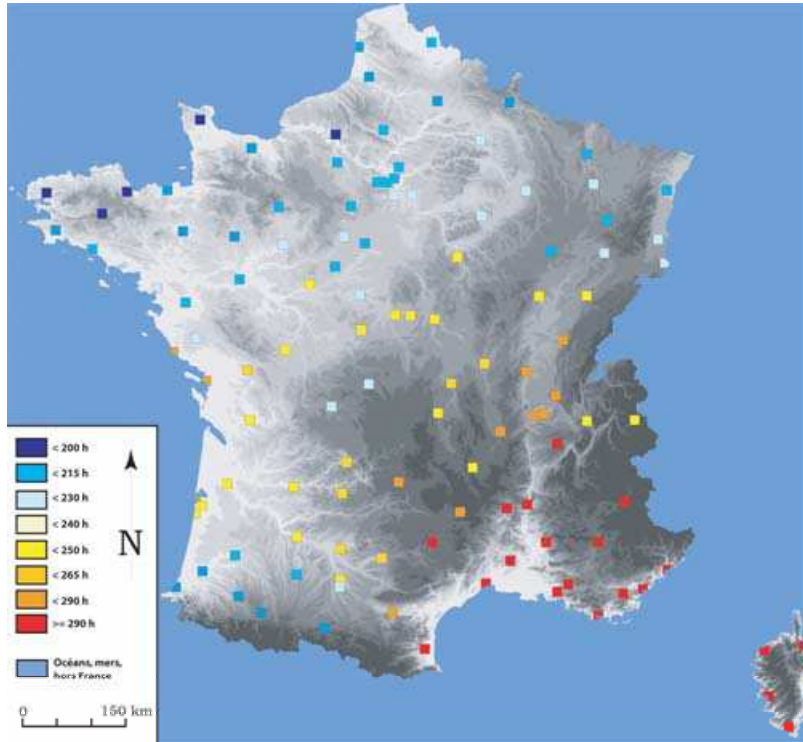


Figure 41 : Répartition des stations renseignées

2.9.2. Analyse des corrélations

Les 12 corrélations simples successives (tableau 1) montrent que neuf variables structurent significativement la variation spatiale de la durée d'insolation :

- l'encaissement topographique ($r=-0.55$),
- la pente ($r=0.46$),
- la rugosité topographique ($r=0.31$),
- la distance thalweg le plus proche ($r=0.28$),
- le rayonnement global ($r=0.34$),
- l'indice de végétation ($r=0.23$),
- l'orientation des versants ($r=0.22$),
- la distance à l'océan ou à la mer le plus proche ($r=-0.21$),
- la distance à la forêt la plus proche ($r=0.21$).

Variables topographiques					
Altitude	Rugosité	Pente	Orientation	Rayonnement global	Encaissement
0.19	0.31	0.46	0.22	0.34	-0.55
Occupation du sol					
Indice de végétation					
0.23					
Distances					
Océan	Forêt	Villes	Creux	Crêtes	
-0.21	0.21	-0.05	0.28	-0.18	

Tableau 17 : coefficients de corrélation linéaire entre la durée d'insolation et les variables explicatives

Phase 1

Le modèle d'estimation de la durée d'insolation prend la forme suivante :

$$D_{\text{Insol}} = f(\text{Enca}^2, \text{Pen}^2, \text{Rugo}^2, \text{DCrx})$$

Où Enca = encaissement,

Pen = pente,

Rugo = rugosité.

DCrx = distance au thalweg le plus proche.

Le coefficient de détermination est de 0.60.

Phase 2

Le coefficient de détermination est de 0.41.

Phase 3

Au total, 70% de variance sont expliqués.

Résidus

Minimum : -105 h Maximum : 117 h Ecart-type : 29 h

Pourcentage d'erreur $((\text{Ecart-type des résidus}) \cdot 100) / (\text{moyenne des valeurs d'obs.}) = 11 \%$

Pourcentage d'erreur $((\text{Ecart-type des résidus}) \cdot 100) / (\text{étendue des valeurs d'obs.}) = 17 \%$

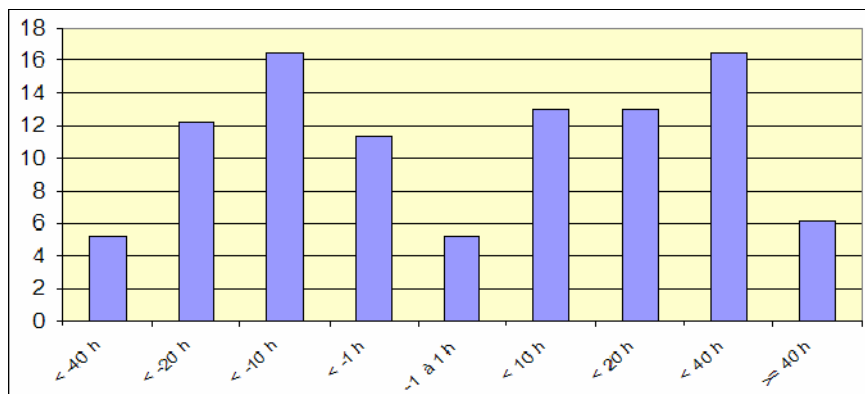


Figure 42 : Histogramme des résidus

Les résidus faibles, compris entre -10 h et 10 h d'ensoleillement, concernent environ 30 % de la population, tandis que les valeurs élevées, inférieures à -40 h ou supérieures à +40 h, regroupent respectivement 5.2 et 6 % de valeurs.

L'écart-type est de 29 h et le pourcentage d'erreur est de 11% ou 17 % selon que l'écart-type est rapporté à la moyenne ou à l'étendue des valeurs d'observation.

2.9.3. Interpolation

Les variables auxquelles le modèle d'interpolation a recours présentent un profil très différent, selon qu'elles concernent les 115 stations renseignées ou la l'espace français. Par exemple, les encaissements compris entre -100 et -7 m sont beaucoup plus fréquents dans la population des 115 stations que dans celle de référence, l'espace français. Corrélativement, les encaissements positifs présentent des proportions inverses. Il en va de même pour la rugosité qui est beaucoup plus faible aux stations renseignées.

Limites de l'interpolation : bornes du calcul

On n'effectuera pas d'interpolation pour tout pixel dont :

- l'encaissement est inférieur à -295 m ou supérieur à 51 m,
- la pente est supérieure à 5°,
- la rugosité est inférieure à 5 m et supérieure à 128 m.

La distance au thalweg le plus proche ne limite pas l'aire d'application de l'interpolation.

	Encaissement (m)	Pente (°)	Rugosité (m)	Distance au thalweg (m)
Limite inférieure	-295	0	5	0
Limite supérieure	51	5	128	25

Tableau 18 : bornes de l'interpolation

Valeurs d'interpolation

Moyenne : 246.7 h Minimum : 133 h Maximum : 393.8 h

La moyenne est identique à celle des 115 valeurs renseignées. Le minimum est sensiblement plus faible (d'une quarantaine d'heures environ) que celui des 115 stations, tandis que le maximum est plus élevé de 50 h. Le modèle renforce localement la profusion d'ensoleillement.

Carte

La carte du cumul de la durée d'insolation montre l'opposition classique entre la France du Sud de l'ouest, et la France du Sud-Est et ses prolongements en direction du Massif Central.

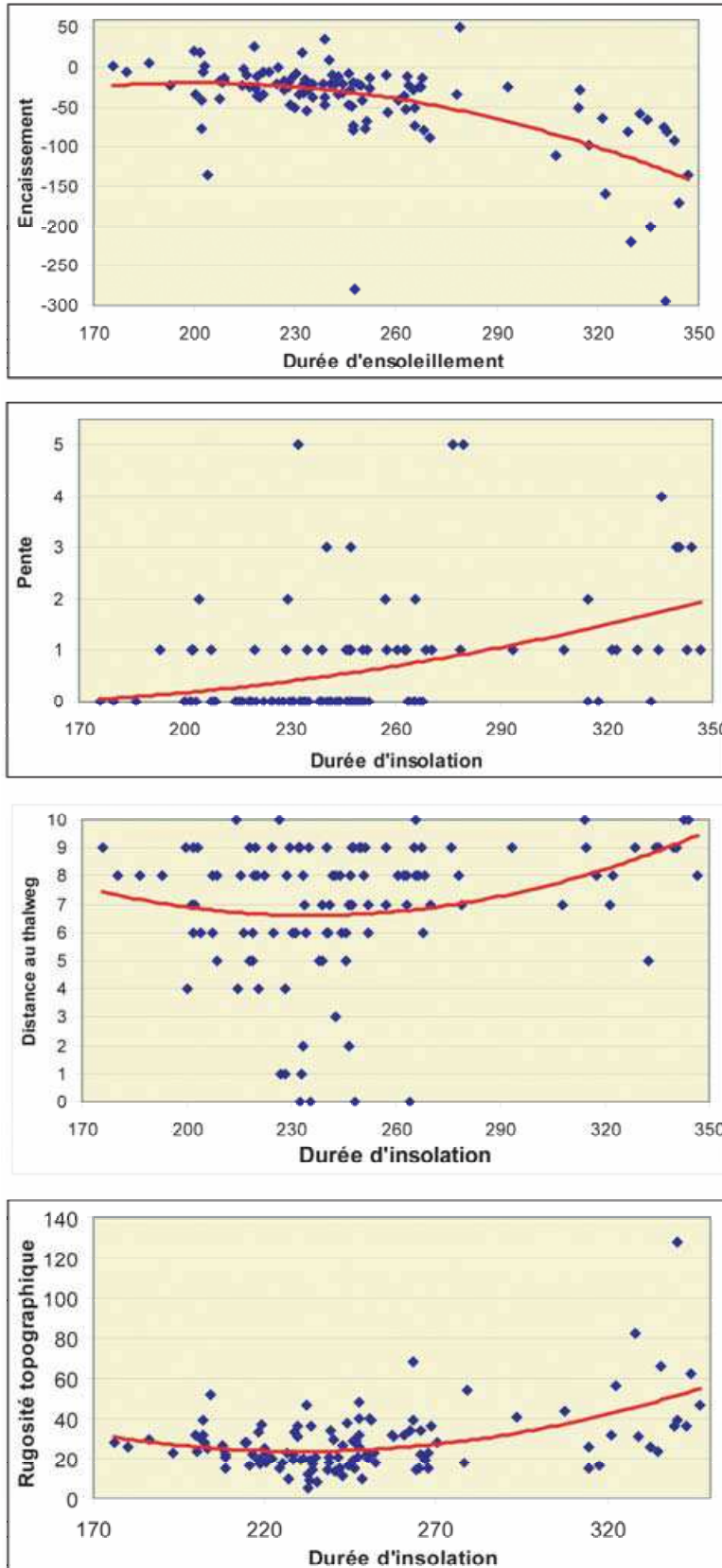
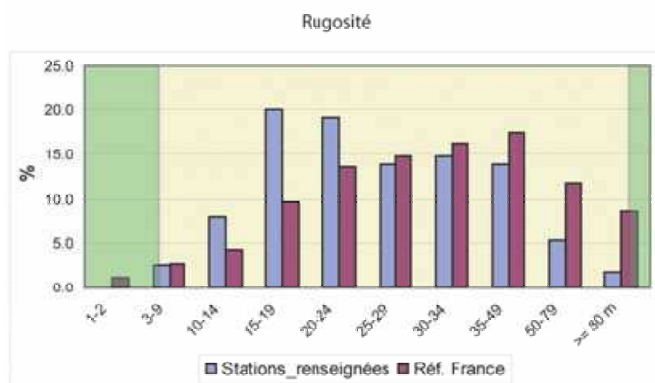
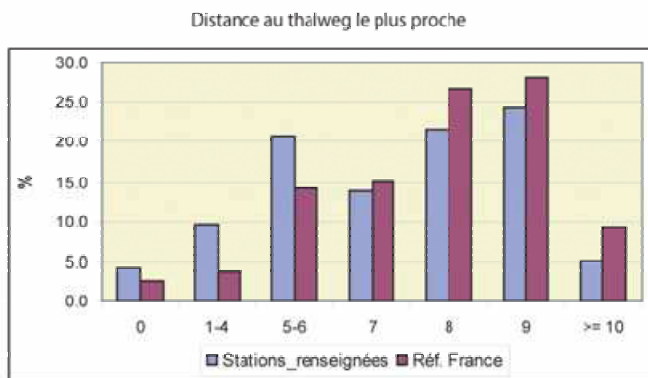
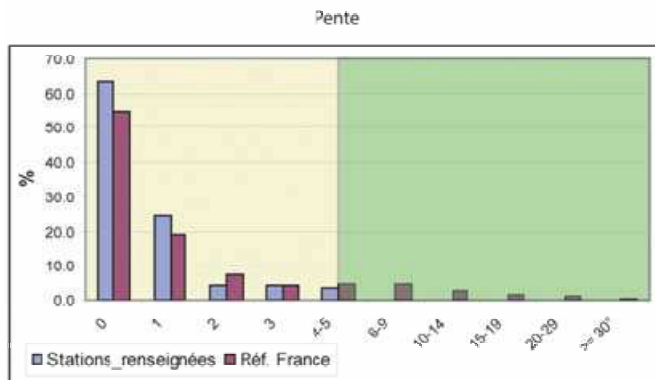
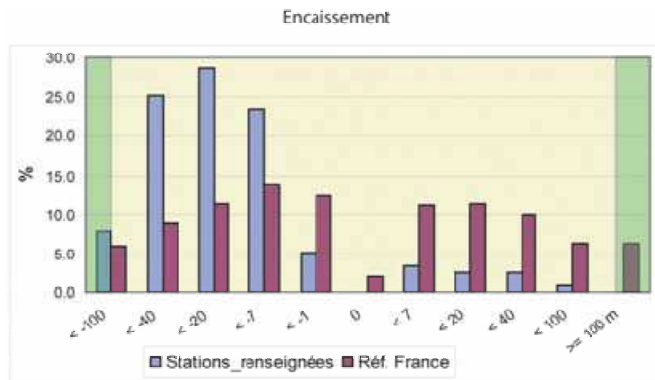


Figure 43 : Nuages de points et tendance (polynôme d'ordre 2) entre la durée d'insolation (h) et des quatre variables retenues : encaissement (m), pente (°), distance au thalweg le plus proche (m), rugosité (m)



Plage exclue de l'interpolation

Figure 44 : Histogrammes de répartition des valeurs de référence (France entière) et des 3165 stations renseignées concernant les quatre variables retenues dans le modèle d'interpolation : encaissement (m), pente (°), distance au thalweg le plus proche (m), rugosité (m)

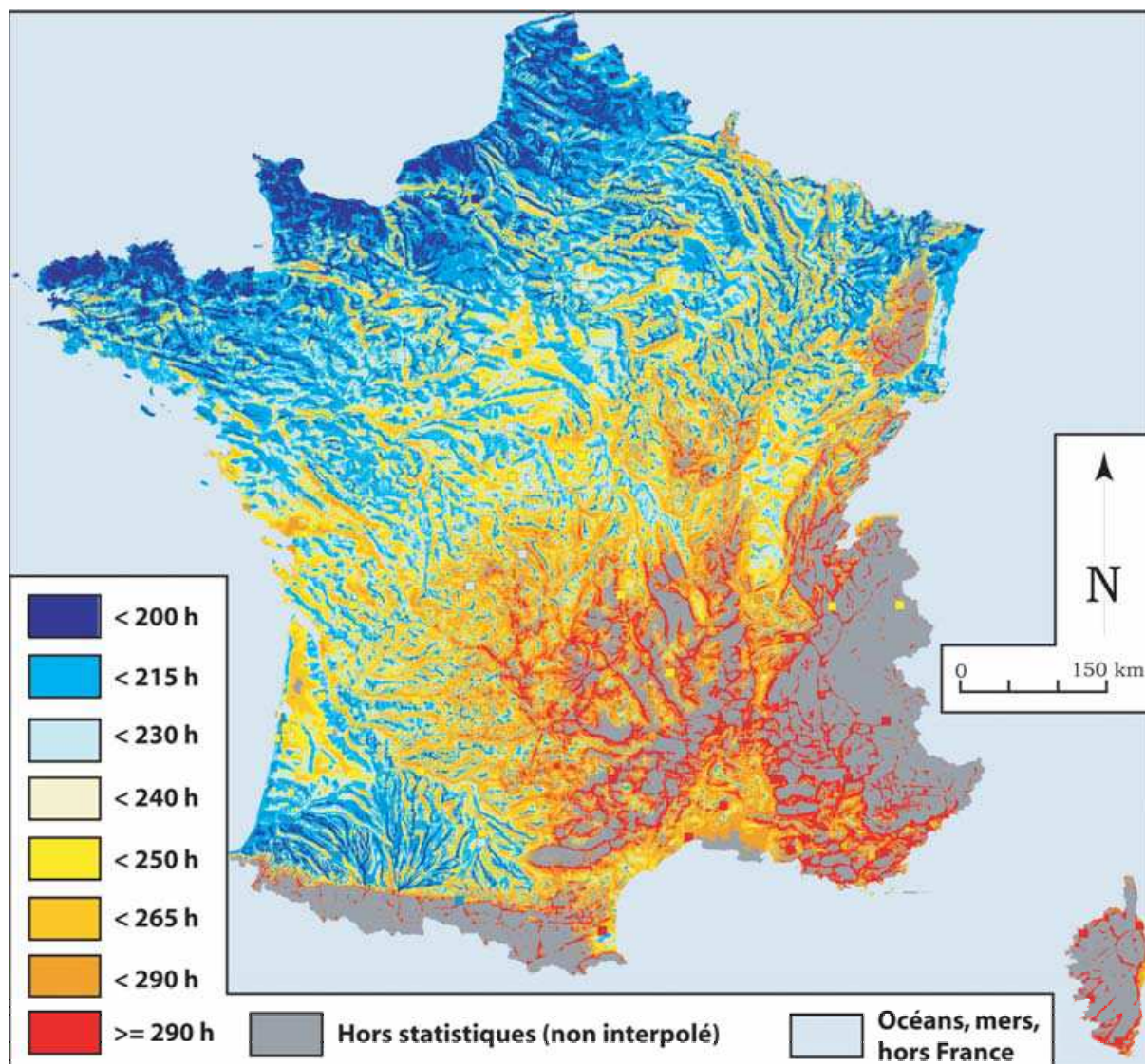


Figure 45 : Carte durée d'insolation en été (régression multiple)

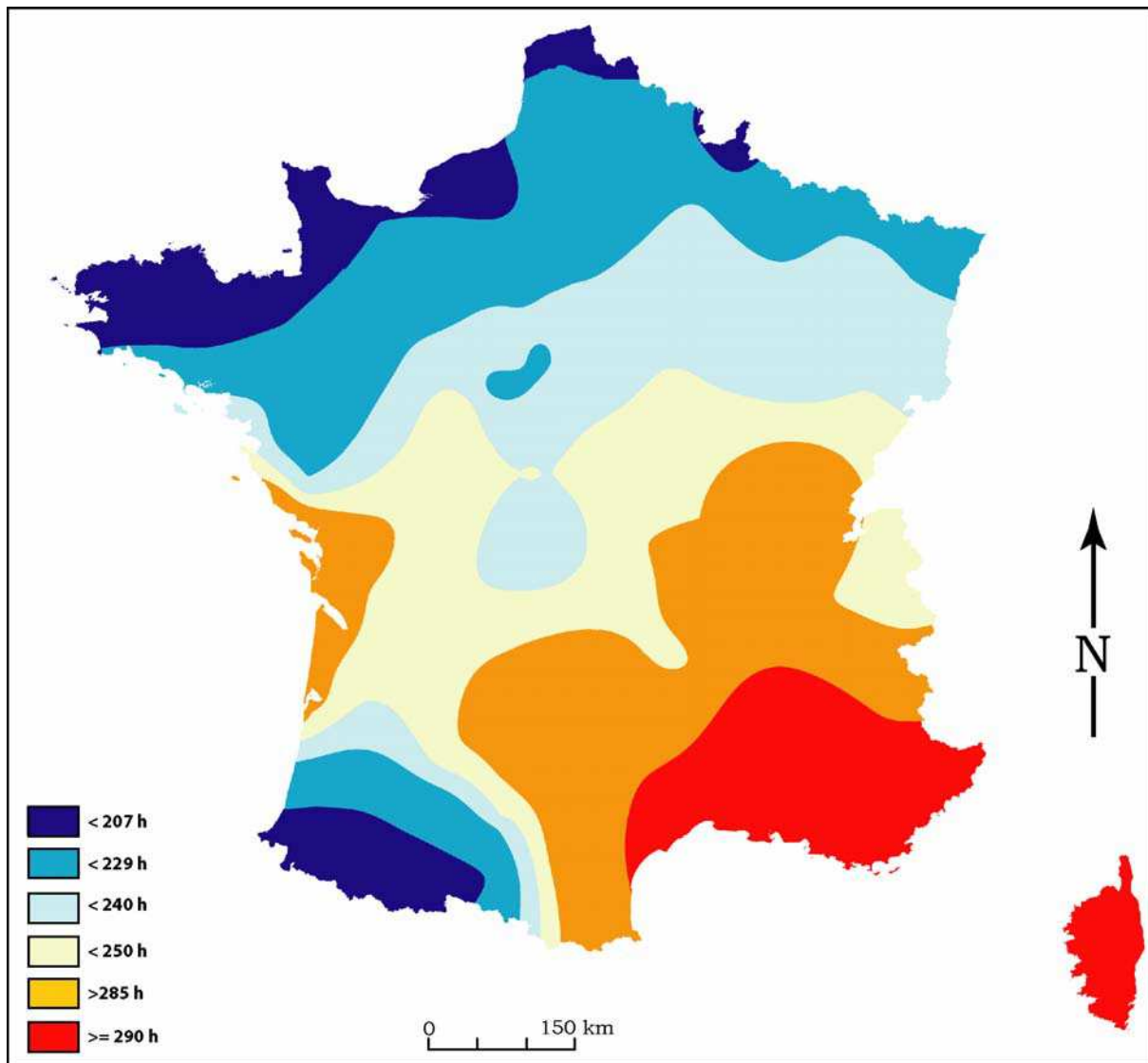


Figure 46 : Carte durée d'insolation en été (krigeage)

2.10. Durée d'insolation : moyenne mensuelle d'hiver

La durée d'insolation, exprimée en heures, correspond à la moyenne mensuelle observée sur les deux mois d'hiver janvier et février.

2.10.1. Données d'observation

La variable, renseignée en 115 stations qui couvrent l'ensemble de l'espace français de manière assez lâche, présente une moyenne de 98 heures. La série s'étend de 56.3 h pour la station la moins ensoleillée (Charleville-Mézières, Ardennes) à 183.5 h pour celle qui bénéficie le plus d'insolation (Châteauneuf-Arnoux-Saint-Auban, Alpes-de-Haute-Provence).

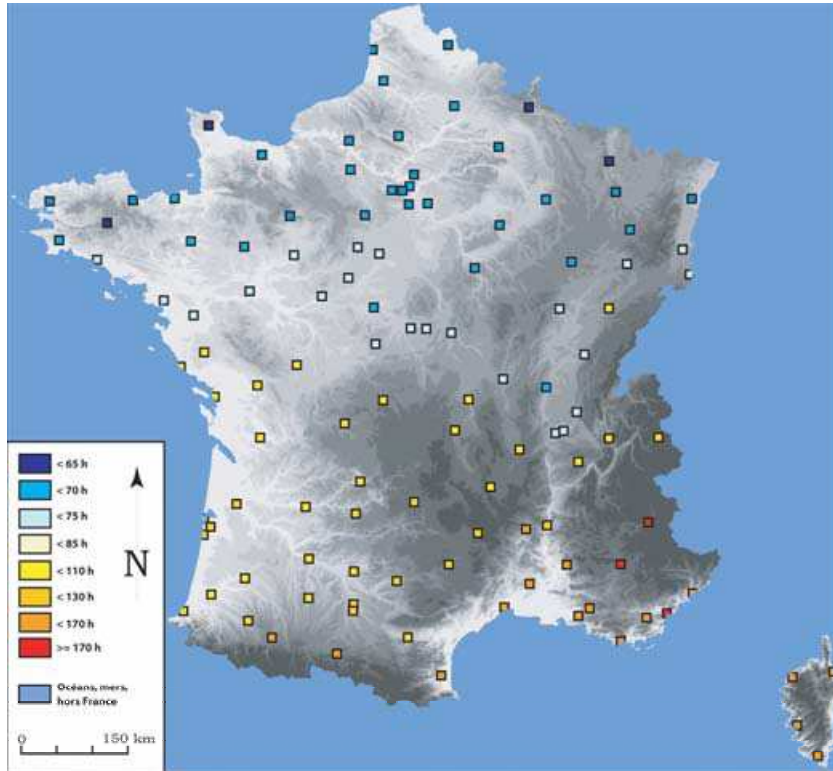


Figure 47 : Répartition des stations renseignées

2.10.2. Analyse des corrélations

Les 12 corrélations linéaires successives (tableau 1) montrent que sept variables structurent significativement la variation spatiale de la durée d'insolation :

- la pente ($r=0.52$),
- l'encaissement topographique ($r=-0.52$),
- la distance à l'océan ou à la mer le plus proche ($r=-0.42$),
- la rugosité topographique ($r=0.40$),
- le rayonnement global ($r=0.34$),
- l'altitude ($r=0.30$),
- la distance thalweg le plus proche ($r=0.22$).

Variables topographiques

Altitude

Rugosité

Pente

Orientation

Rayonnement
Encaissement
global

	0.30	0.40	0.52	0.10	0.34	-0.52
Occupation du sol						
Indice de végétation						
0.22						
Distances						
Océan Forêt Villes Creux Crêtes						
-0.42 0.08 -0.08 0.22 0.19						

Tableau 19 : coefficients de corrélation linéaire entre la durée d'insolation et les variables explicatives

Phase 1

Le modèle d'estimation de la durée d'insolation prend la forme suivante :

$$D_{\text{Insol}} = f(\text{Pen}^2, \text{Enca}^2, \text{DO})$$

Où Pen = pente,

Enca= encaissement,

DO= distance à l'océan ou à la mer le plus proche.

Le coefficient de détermination est de 0.55.

Phase 2

Le coefficient de détermination est de 0.53.

Phase 3

Au total, 79 % de variance sont expliqués.

Résidus

Minimum : -58 h Maximum : 49 h Ecart-type : 17.3 h

Pourcentage d'erreur ((Ecart-type des résidus)*100) / (moyenne des valeurs d'obs.) = 17 %

Pourcentage d'erreur ((Ecart-type des résidus)*100) / (étendue des valeurs d'obs.) = 14 %

Les résidus faibles, compris entre -10 h et 10 h d'ensoleillement, concernent près de 60 % de la population, tandis que les valeurs élevées, inférieures à -40 h ou supérieures à +40 h, peu nombreuses, regroupent respectivement 2.6 % et 1.7 % de valeurs.

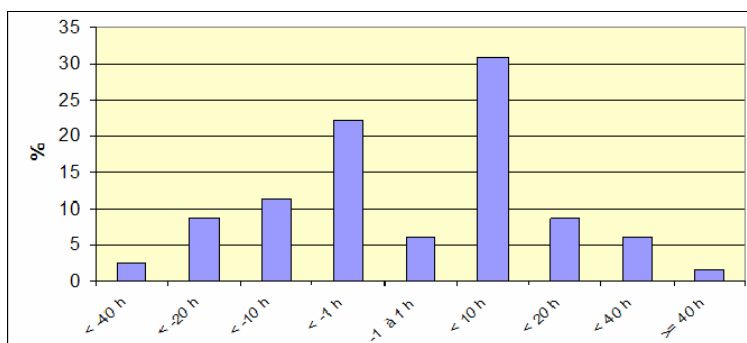


Figure 48 : Histogramme des résidus

2.10.3. Interpolation

Les variables auxquelles le modèle d'interpolation a recours présentent un profil différent, selon qu'elles concernent les 115 stations renseignées ou l'espace français. Par exemple, les

pentés supérieures à 5° n'existent pas dans la population des 115 stations renseignées alors que, dans celle de référence (l'espace français), elles concernent plus de 10 % de l'espace. Corrélativement, les pentés faibles présentent des proportions inverses.

Limites de l'interpolation : bornes du calcul

Dans ces conditions, il a été nécessaire de fixer des bornes, à l'extérieur desquelles l'interpolation ne sera pas effectuée (on ne s'autorise pas d'extrapolation, ni spatiale, ni statistique). Ainsi (tableau 2), on n'effectuera pas d'interpolation pour tout pixel dont : la pente est supérieure à 5°, l'encaissement est inférieur à -295 m ou supérieur à 51 m. La distance à l'océan ou à la mer le plus proche ne limite pas l'aire d'application de l'interpolation.

	Pente (°)	Encaissement (m)	Distance océan (km)
Limite inférieure	0	-737	1
Limite supérieure	5	71	463

Tableau 20 : bornes de l'interpolation

Un code numérique particulier (traduit en gris sur la carte, annexe 3) marquera la non satisfaction de l'une (ou plusieurs) de ces conditions. L'importance des limites imposées explique la surreprésentation des espaces non interpolés, surtout dans les Alpes et les Pyrénées où, bien sûr les pentés supérieures à 5° dominent largement.

Valeurs d'interpolation

Moyenne : 97.8 h Minimum : 10 h Maximum : 200 h

La moyenne est identique à celle des 115 valeurs renseignées. Le minimum est beaucoup plus faible (d'une quarantaine d'heures environ) que celui des 115 stations, tandis que le maximum est plus élevé de 35 h. Le modèle renforce localement la profusion d'ensoleillement.

Carte

La carte du cumul de la durée d'insolation montre l'opposition classique entre la France du Nord-Est, peu ensoleillée, et la France du Sud et ses prolongements en direction du Massif Central où l'ensoleillement est abondant. Il convient toutefois de préciser que, du fait du fait nombre de stations renseignées, les variations locales de l'insolation sont assez mal modélisées. Ainsi, la carte présente bien les grandes tendances françaises de ce descripteur climatique. Mais les variations locales qu'elle met en évidence résultent sont sans doute moins fiables.

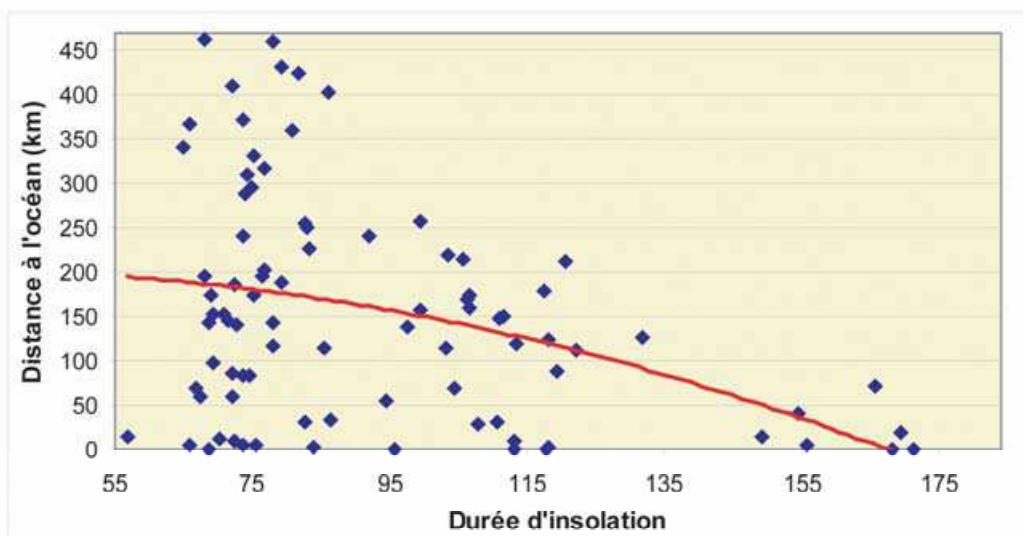
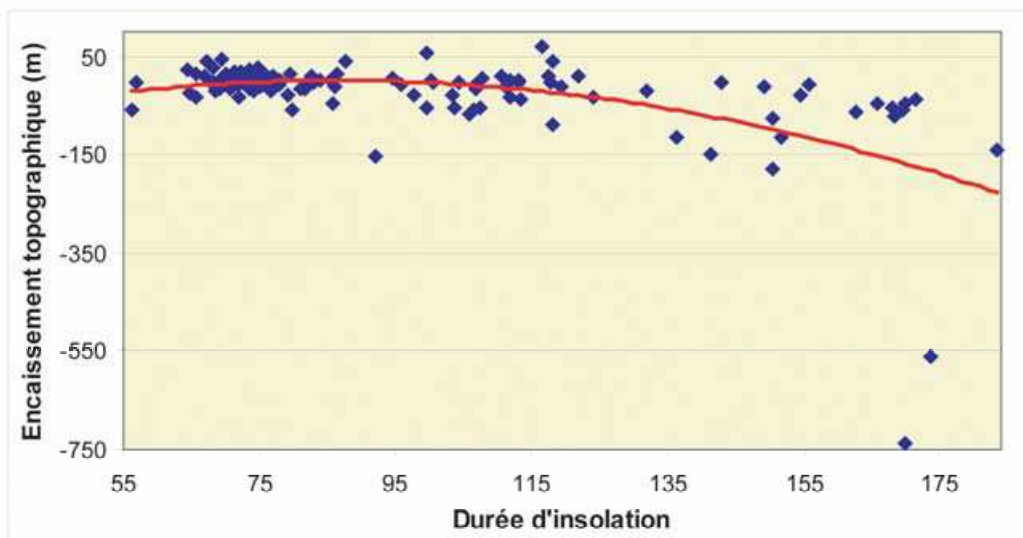
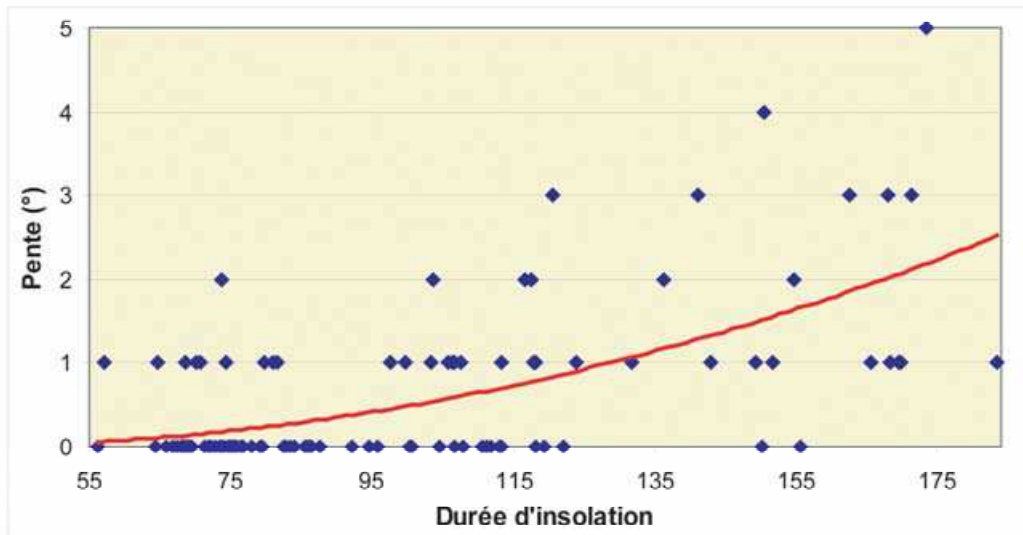


Figure 49 : Nuages de points et tendance (polynôme d'ordre 2) entre la durée d'insolation (h) et des trois variables retenues : pente (°), encaissement (m) et distance à l'océan (km).

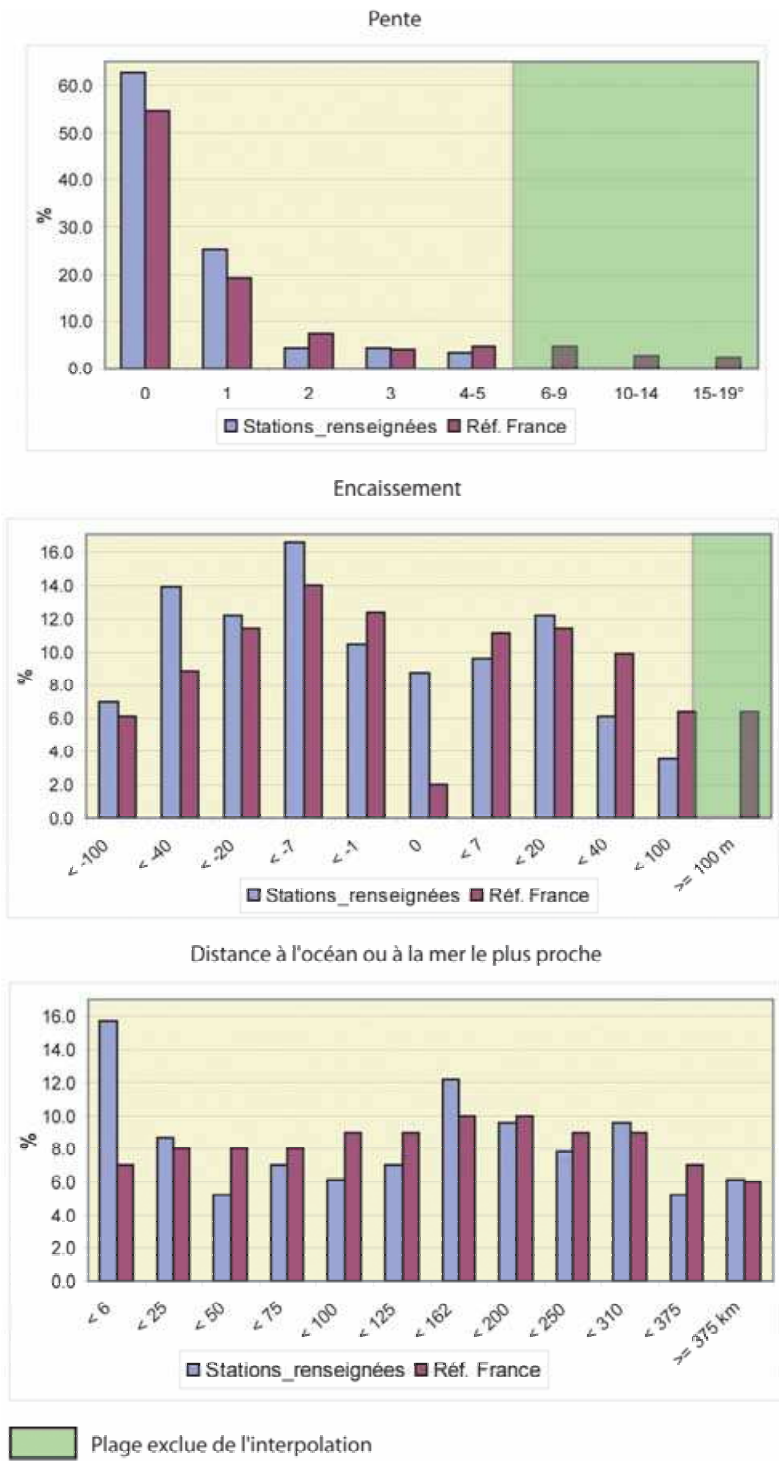


Figure 50 : Histogrammes de répartition des valeurs de référence (France entière) et des 3165 stations renseignées concernant les trois variables retenues dans le modèle d'interpolation : pente (°), encaissement (m) et distance à l'océan (km).

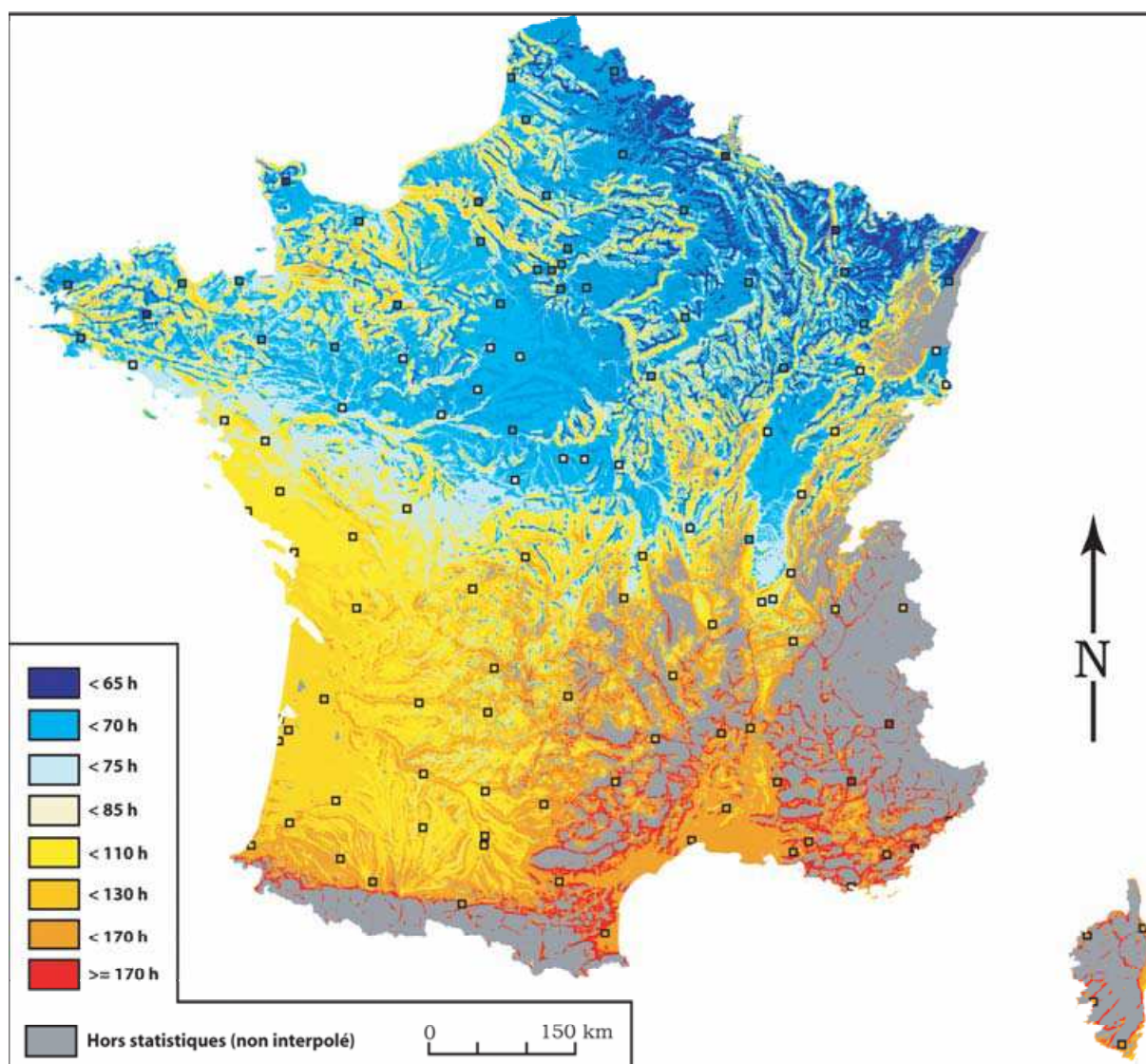


Figure 51 : Carte durée d'insolation en hiver (régression multiple)

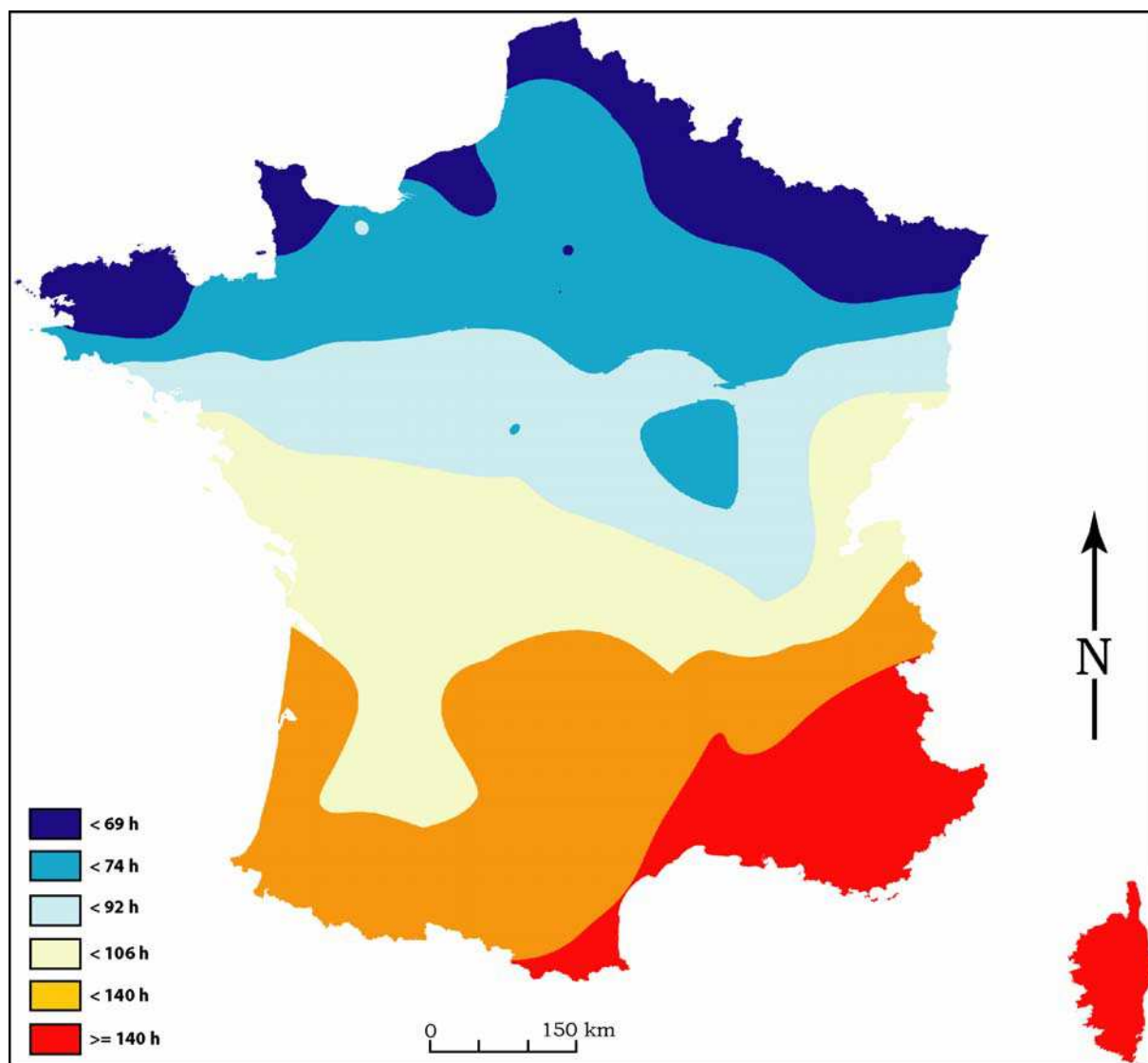


Figure 52 : Carte durée d'insolation en hiver (krigeage)

2.11. Nombre de jours d'occurrences de brouillard : moyenne mensuelle d'été

Le nombre de jours moyen d'occurrences de brouillard en été, exprimé en unités et dixièmes, correspond à la moyenne des deux mois d'été juillet et août.

2.11.1. Données d'observation

La variable, renseignée en 103 stations assez bien réparties sur l'espace français, présente une moyenne de 2. La série s'étend de 0 (Antibes, Cannes et Nice dans les Alpes-Maritimes, Marignane dans les Bouches-du-Rhône, Porto-Vechio, San-Giuliano en Corse, Paris) à 15 (Vallerauge, Gard).

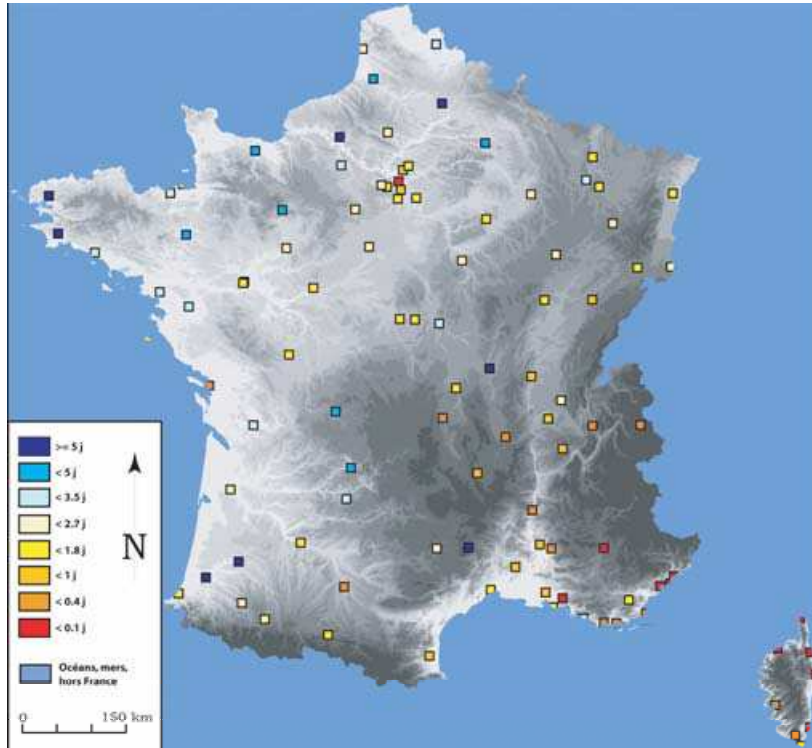


Figure 53 : Répartition des stations renseignées

2.11.2. Analyse des corrélations

Les 12 corrélations linéaires successives qui sont effectuées (tableau 1), montrent que sept variables structurent significativement la variation spatiale du nombre de jours de brouillard :

la pente ($r=0.65$) dont la tendance montre un double comportement (aux pentes faibles sont associées des valeurs de brouillard faibles à moyennes ; aux pentes fortes sont associées des brouillards tenaces).

- l'encaissement ($r=0.63$),
- l'altitude ($r=0.52$)
- l'indice de végétation ($r=0.41$),
- la rugosité ($r=0.27$),
- la distance à la forêt la plus proche ($r=-0.25$),
- la distance au thalweg le plus proche ($r=-0.23$).

Variables topographiques					
Altitude	Rugosité	Pente	Orientation	Rayonnement global	Encaissement
0.52	0.27	0.65	0.12	0.17	0.63
Occupation du sol					
Indice de végétation					
0.41					
Distances					
Océan	Forêt	Villes	Creux	Crêtes	
-0.07	-0.25	-0.03	-0.23	0.19	

Tableau 21 : coefficients de corrélation linéaire entre le nombre de jours de brouillard et les variables explicatives

Phase 1

Le modèle d'estimation du nombre de jours de brouillard prend la forme suivante :

$$JBroui = f(Pen^2, Enca^2, IV^2)$$

Où Pen = pente,

Enca = encaissement,

IV = indice de végétation

Le coefficient de détermination est de 0.60.

Phase 2

Le coefficient de détermination est de 0.31.

Phase 3

Au total, 72% de variance sont expliqués.

Résidus

Minimum : -4.6 Maximum : 3.9 Ecart-type : 1.3

Pourcentage d'erreur ((Ecart-type des résidus)*100) / (Etendue des valeurs d'obs.) = 66 %

Pourcentage d'erreur ((Ecart-type des résidus)*100) / (étendue des valeurs d'obs.) = 8 %

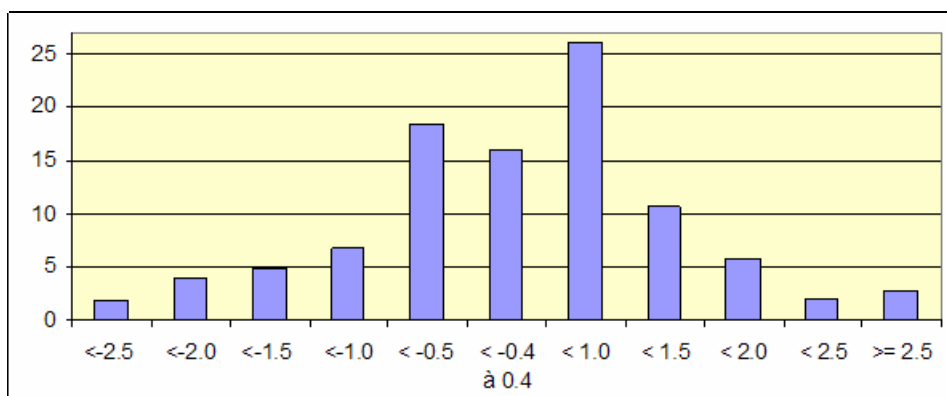


Figure 54 : Histogramme des résidus

Les résidus faibles, compris entre -0.5 et 0.5, concernent 60% de la population, tandis que les valeurs élevées, inférieures à -2 ou supérieures à +2, regroupent 11% de valeurs. L'écart-type

est de 1.3 jours et le pourcentage d'erreur se monte à 66 % 8 % selon que l'écart-type est rapporté à la moyenne ou à l'étendue des valeurs d'observation.

2.11.3. Interpolation

Limites de l'interpolation : bornes du calcul

Dans ces conditions, il a été nécessaire de fixer des bornes à l'extérieur desquelles l'interpolation ne sera pas effectuée (on ne s'autorise pas d'extrapolation). Les valeurs des bornes sont données dans le tableau 2 qui indique que l'interpolation sera effectuée sur tout pixel de l'espace français dont la pente est comprise entre 0 et 14°, l'encaissement entre -737 et 373 m et l'indice de végétation entre 20 et 231.

	Pente (°)	Encaissement (m)	Ind. végétation
Limite inférieure	0	-737	20
Limite supérieure	14	373	231

Tableau 22 : bornes de l'interpolation

Valeurs d'interpolation

Moyenne : 2.0 Minimum : -0.5 Maximum : 10.4 Etendue de la série : 11.0

La moyenne est identique à celle des 103 valeurs observées. Le minimum est négatif en raison des polynômes qui forcent les valeurs en dessous de zéro en certaines zones où les valeurs d'observation sont voisines de 0 (0.1% des pixels sont concernés et se situent tous en Corse du sud). On a ramené toutes les valeurs négatives à 0.

Le maximum (10.4), plus faible que celui issu de l'observation (15) explique le résidu maximum (- 4.6).

Carte

La carte du nombre de jours d'occurrence de brouillard montre l'opposition entre une France de l'ouest et du nord où les occurrences de brouillard rarement faibles, peuvent être élevées. En revanche, les midis, à l'exception des Landes, présentent peu ou pas de brouillards en été. Une extension de ces faibles occurrences se dessine vers le Massif Central ainsi que vers les Alpes.

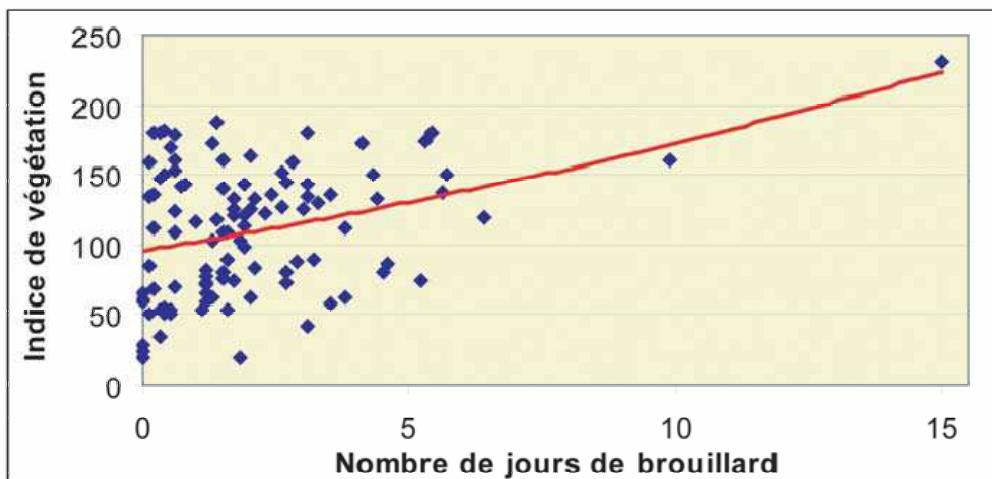
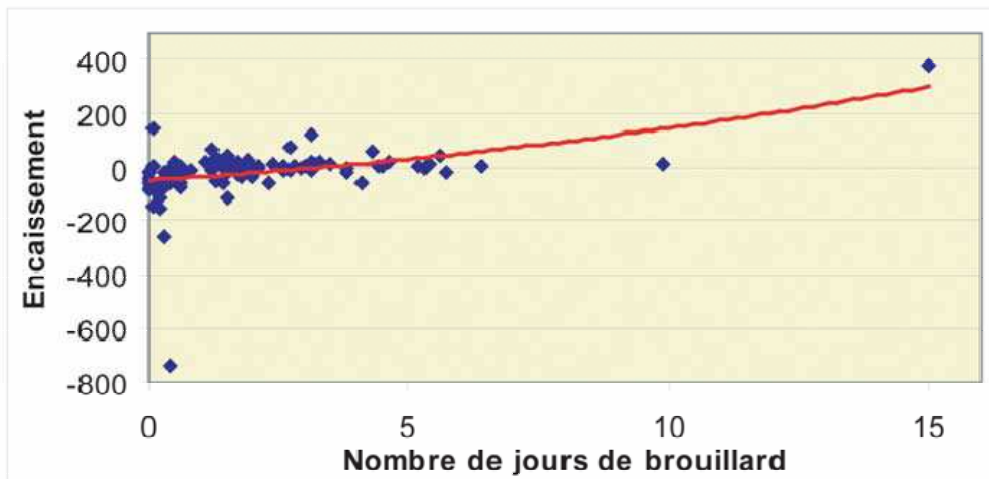
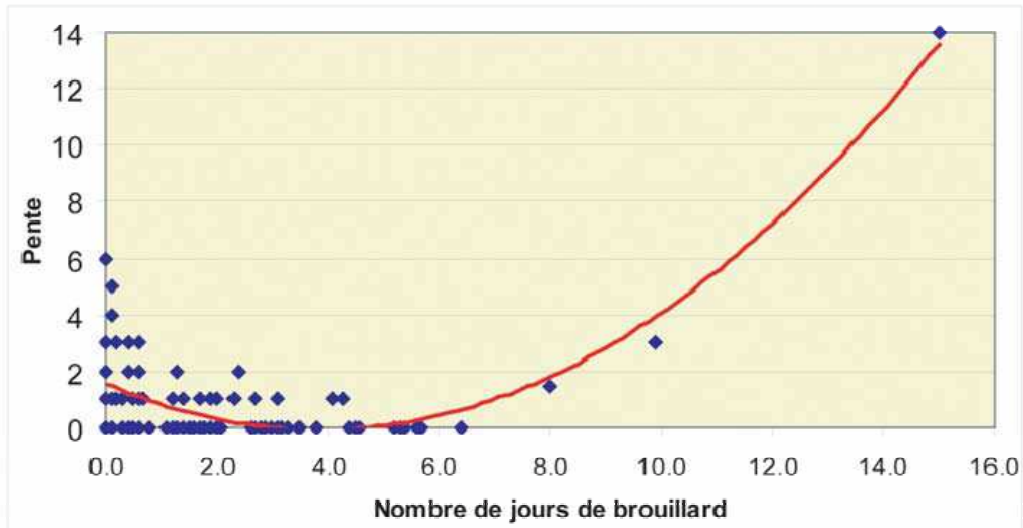
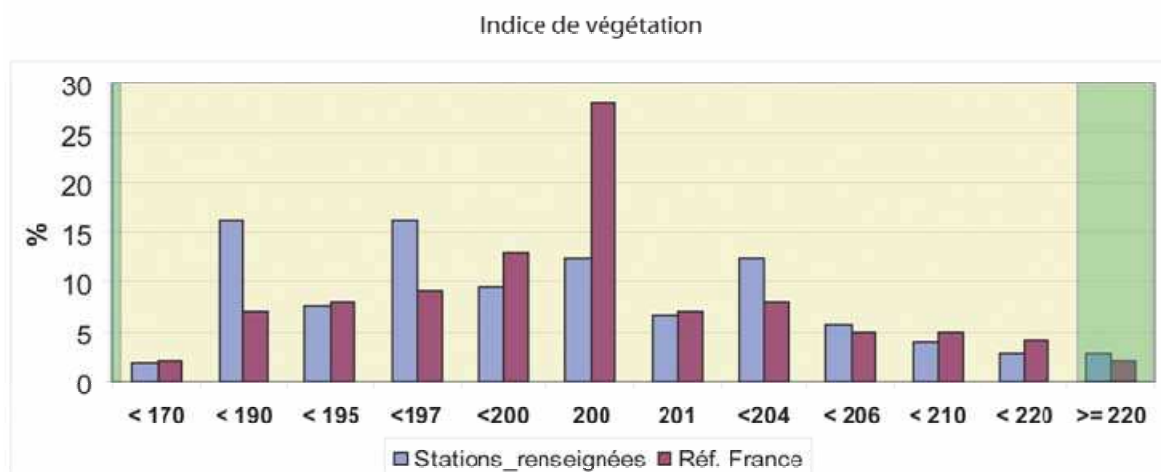
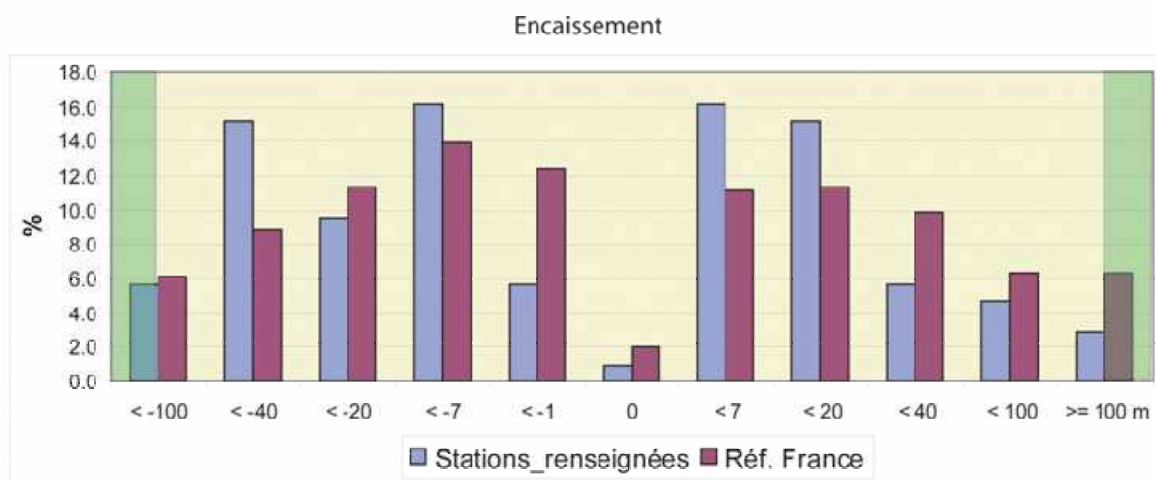
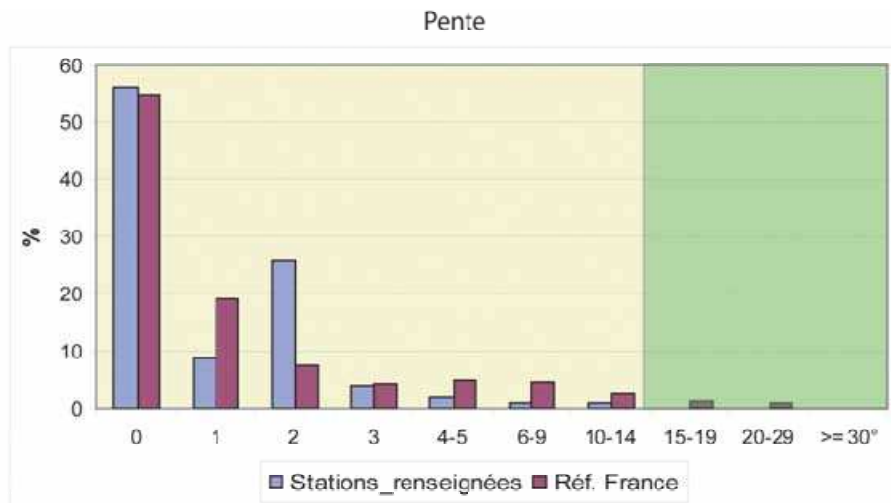


Figure 55 : Nuages de points et tendance (polynôme d'ordre 2) entre le nombre de jours de brouillard et des trois variables retenues : pente (°), encaissement (m) et indice de végétation



Plage exclue de l'interpolation

Figure 56 : Histogrammes de répartition des valeurs de référence (France entière) et des 103 stations renseignées concernant les trois variables retenues dans le modèle d'interpolation : pente (°), encaissement (m) et indice de végétation

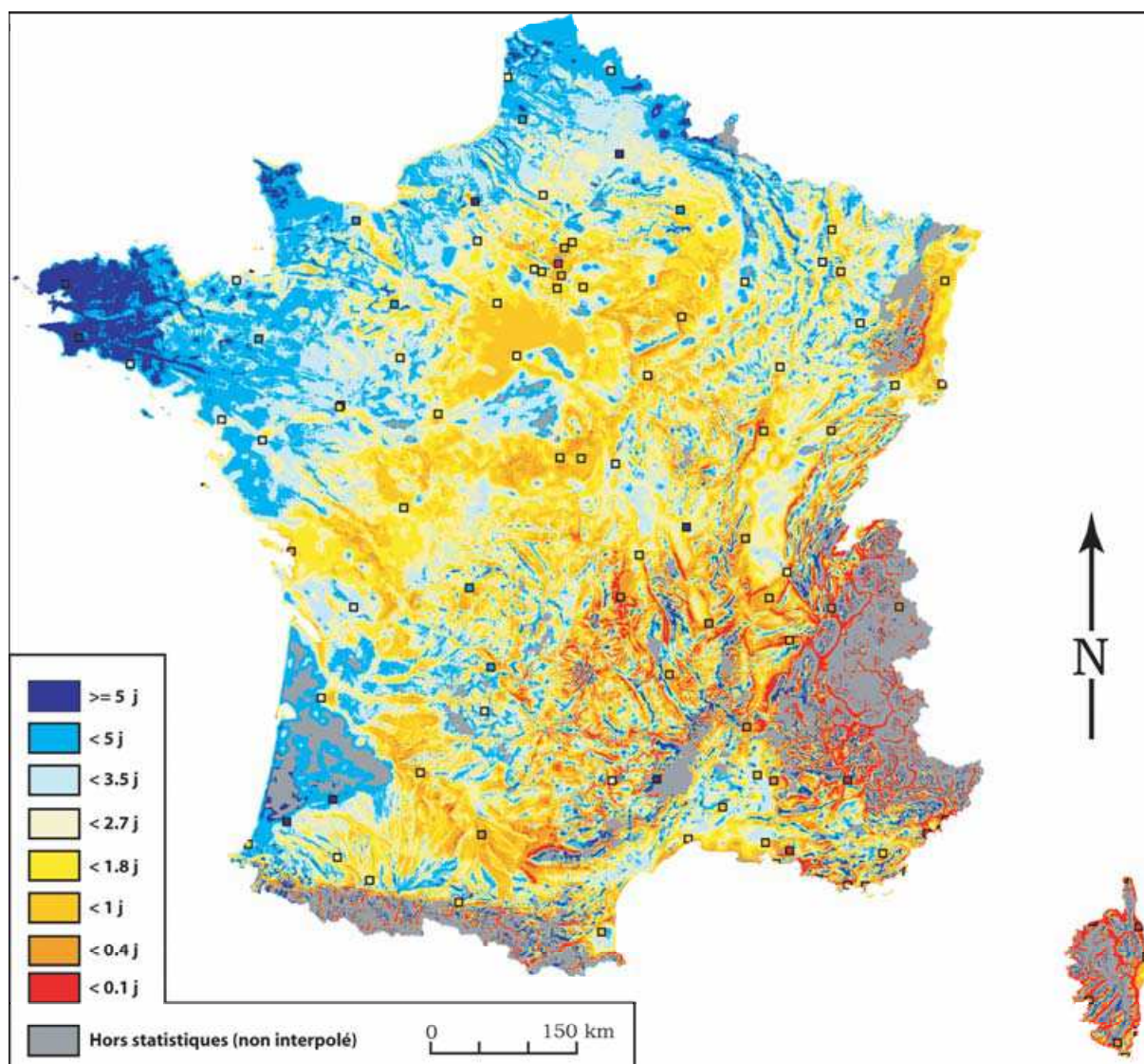


Figure 57 : Carte du nombre de jours d'occurrences de brouillard en été (régression multiple)

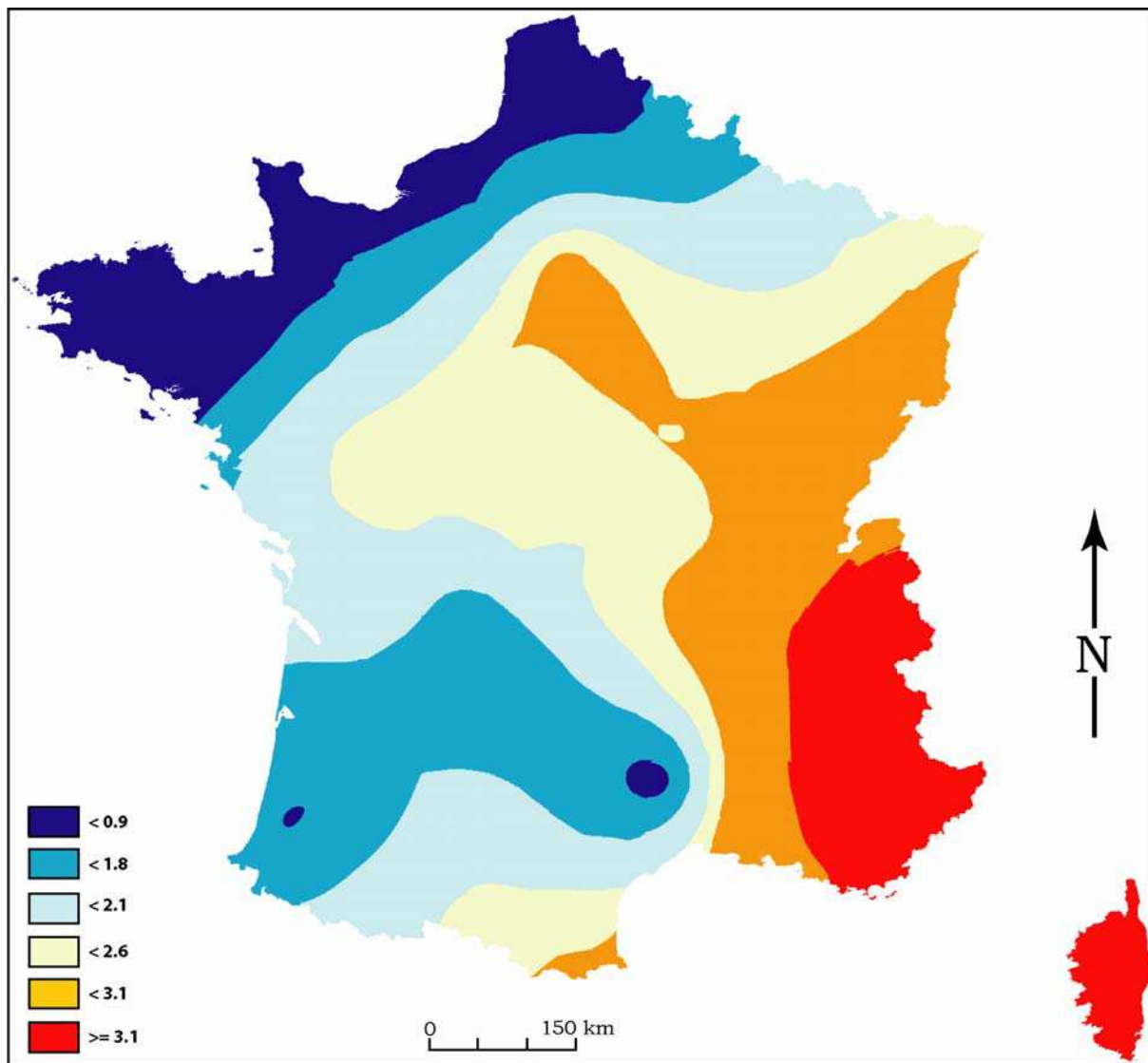


Figure 58 : Carte du nombre de jours d'occurrences de brouillard en été (krigeage)

2.12. Nombre de jours d'occurrences de brouillard : moyenne mensuelle d'hiver

Le nombre de jours moyen d'occurrences de brouillard en hiver, exprimé en unités et dixièmes, correspond à la moyenne des deux mois d'hiver janvier et février.

2.12.1. Données d'observation

La variable, renseignée en 103 stations assez bien réparties sur l'espace français, présente une moyenne de 4.5 (jours). La série s'étend de 0 (Cannes et Nice, Alpes-Maritimes) à 22.7 (Vallerauge, Gard).

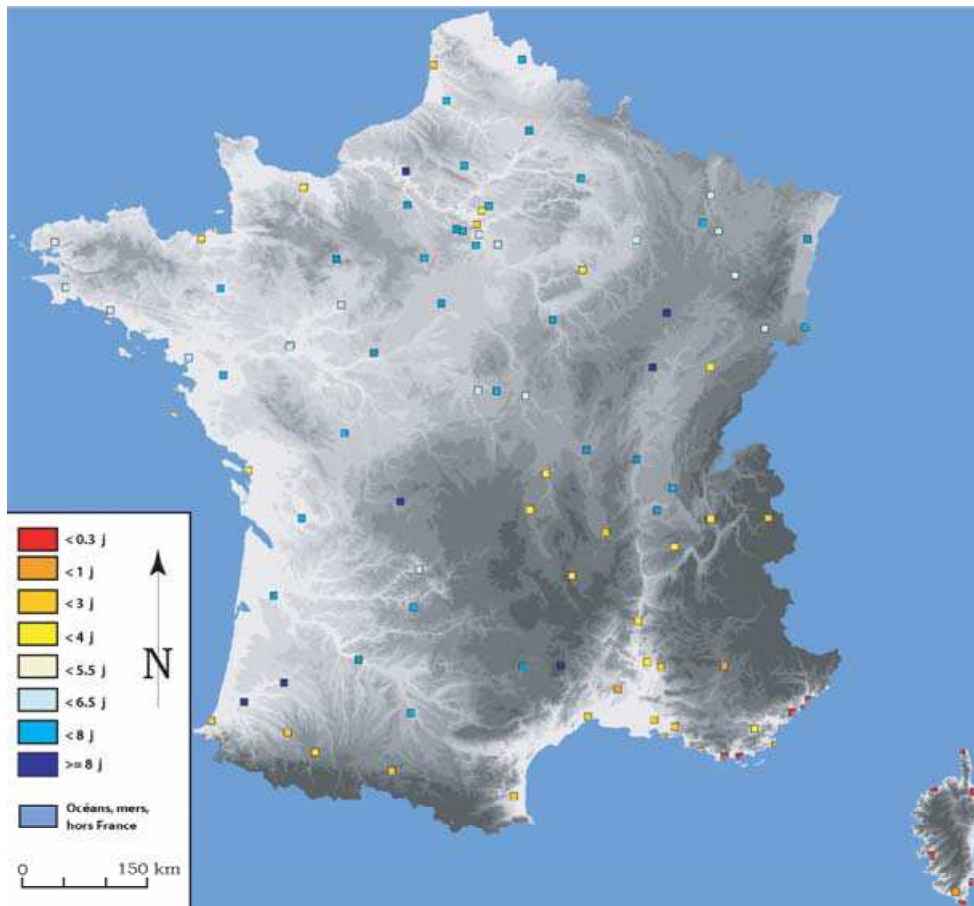


Figure 59 : Répartition des stations renseignées

2.12.2. Analyse des corrélations

Les 12 corrélations linéaires successives qui sont effectuées (tableau 1), montrent que sept variables structurent significativement la variation spatiale du nombre de jours de brouillard :

- la pente ($r=0.65$),
- l'encaissement ($r=0.59$),
- l'altitude ($r=0.51$),
- la distance à l'océan ou à la mer le plus proche ($r=0.43$),
- l'indice de végétation ($r=0.40$),
- la distance à la forêt la plus proche ($r=-0.33$),
- la distance thalweg le plus proche ($r=-0.25$).

Variables topographiques					
Altitude	Rugosité	Pente	Orientation	Rayonnement global	Encaissement
0.51	0.37	0.65	0.10	0.18	0.59
Occupation du sol					
Indice de végétation					
0.40					
Distances					
Océan	Forêt	Villes	Creux	Crêtes	
0.43	-0.33	-0.09	-0.25	0.16	

Tableau 23 : coefficients de corrélation linéaire entre le nombre de jours de brouillard et les variables explicatives

Phase 1

Le modèle d'estimation du nombre de jours de brouillard prend la forme suivante :

$$JBroui = f(Pen^2, Enca^2, DO^2)$$

Où Pen = pente,

Enca = encaissement,

DO=distance à l'océan ou à la mer le plus proche

Le coefficient de détermination est de 0.67.

Phase 2

Le coefficient de détermination est de 0.21.

Phase 3

Au total, 74 % de variance sont expliqués.

Résidus

Minimum : -5.5 Maximum : 15 Ecart-type : 2.4

Pourcentage d'erreur ((Ecart-type des résidus)*100) / (moyenne des valeurs d'obs.) = 55%

Pourcentage d'erreur ((Ecart-type des résidus)*100) / (Etendue des valeurs d'obs.) = 10.8%

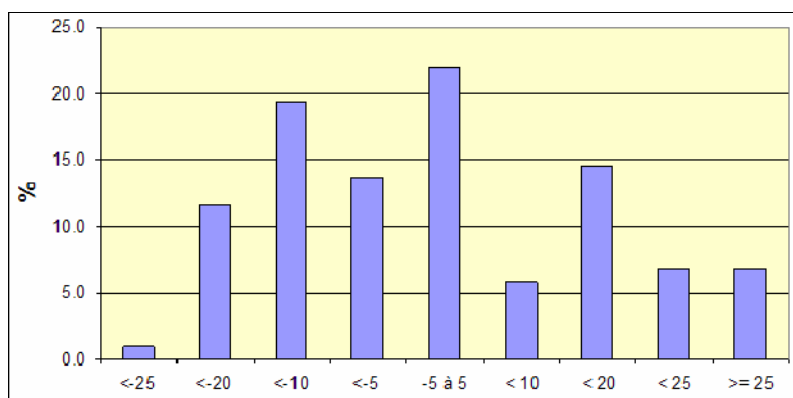


Figure 60 : Histogramme des résidus

Les résidus faibles, compris entre -0.5 et 0.5 jours, concernent 60% de la population, tandis que les valeurs élevées, inférieures à -2 jours ou supérieures à +2 jours, regroupent

respectivement 1.9 % et 2.8 % des valeurs. L'écart-type est de 1.3 jours et le pourcentage d'erreur se monte à 8.6%.

2.12.3. Interpolation

La variable considérée pourrait être interpolée sur l'ensemble de l'espace français. Or plusieurs faits nous empêchent de le faire. En effet, les trois variables expliquées qui rentrent dans le modèle d'interpolation (pente, encaissement et distance à l'océan) présentent une distribution non homogène entre, d'une part, l'échantillonnage des 103 stations renseignées et, d'autre part, l'ensemble de l'espace français. De surcroît, chacune des trois séries est beaucoup moins étendue dans le cadre limité des 103 stations renseignées que dans la référence française. Ainsi, par exemple, la pente maximale rencontrée sur l'espace français est de 51° (on travaille sur des pixels à 250 m), alors que la pente maximale rencontrée sur l'échantillonnage de nos 103 stations est de 14° seulement.

Limites de l'interpolation : bornes du calcul

Dans ces conditions, il a été nécessaire de fixer des bornes à l'extérieur desquelles l'interpolation ne sera pas effectuée (on ne s'autorise pas d'extrapolation). Les valeurs des bornes sont données dans le tableau 2 qui indique que l'interpolation sera effectuée sur tout pixel de l'espace français dont la pente est comprise entre 0 et 14°, l'encaissement entre -737 et 373 m et l'indice de végétation entre 20 et 231.

	Pente (°)	Encaissement (m)	Distance océan (km)
Limite inférieure	0	-737	1
Limite supérieure	14	373	463

Tableau 24 : bornes de l'interpolation

Un code numérique particulier (traduit en gris sur la carte, annexe 3) marquera la non satisfaction de l'une (ou plusieurs) de ces trois conditions.

Valeurs d'interpolation

Moyenne : 4.3 Minimum : -13.2 Maximum : 18.7 Etendue de la série : 31.9

La moyenne est identique à celle des 103 valeurs observées à 0.5 jour près. Le minimum est négatif en raison des polynômes qui forcent les valeurs en dessous de zéro en certaines zones où les valeurs d'observation sont voisines de 0 (0.1% des pixels sont concernés et se situent tous en Corse du sud). On a arbitrairement ramené toutes les valeurs négatives à 0 (un nombre de jours < 0 pourrait surprendre...).

Le maximum (18.7) est plus faible que celui issu de l'observation (22.7).

Carte

La carte du nombre de jours d'occurrence de brouillard montre l'opposition entre des espaces où les brouillards sont rares : les franges littorales du Nord (150 km de largeur), de l'Ouest (100 km) et du sud (150 km) et les crêtes des massifs montagneux, et le vaste secteur courant de l'Aquitaine au Nord-Est en passant par le Centre où les brouillards sont, en moyenne, fréquents (plus de 8 jours/mois).

Il convient de distinguer les tendances du nombre de jours de brouillard qui, sur l'ensemble de la France sont exactes et les variations locales qui, du fait du faible nombre de stations renseignées, sont plus difficiles à modéliser. Il convient aussi de noter que les brouillards sont d'autant plus nombreux que l'encaissement est élevé et la pente est forte (nombreux brouillards sur les crêtes et sur les versants pentus). Ainsi s'explique que, dans les Alpes, on ait opposition entre des vallées peu soumises au brouillard et des sommets de versants soumis avec une fréquence élevée aux brouillards : il s'agit en ce cas de brouillards d'altitude (les stations sont immergées dans les nuages). Ces tendances se retrouvent dans les vallées du nord de la France où l'on note une fréquence moyenne de brouillards.

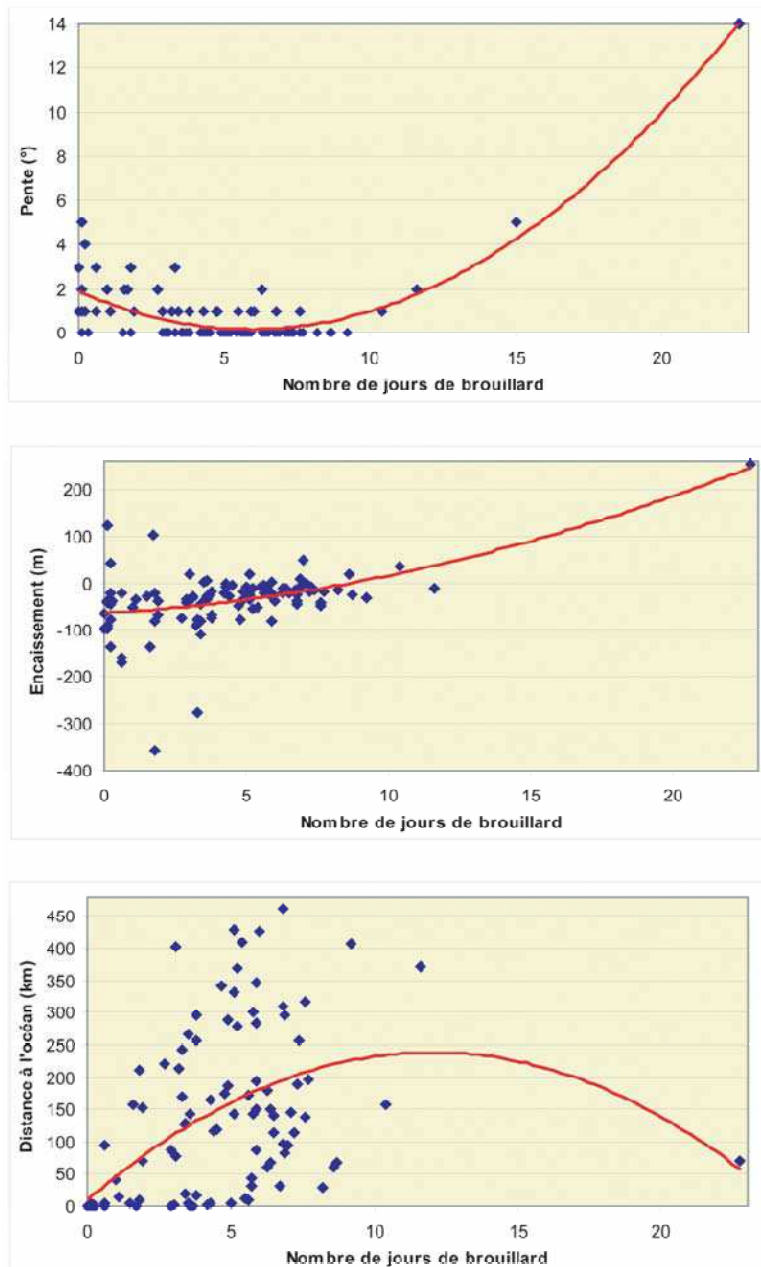
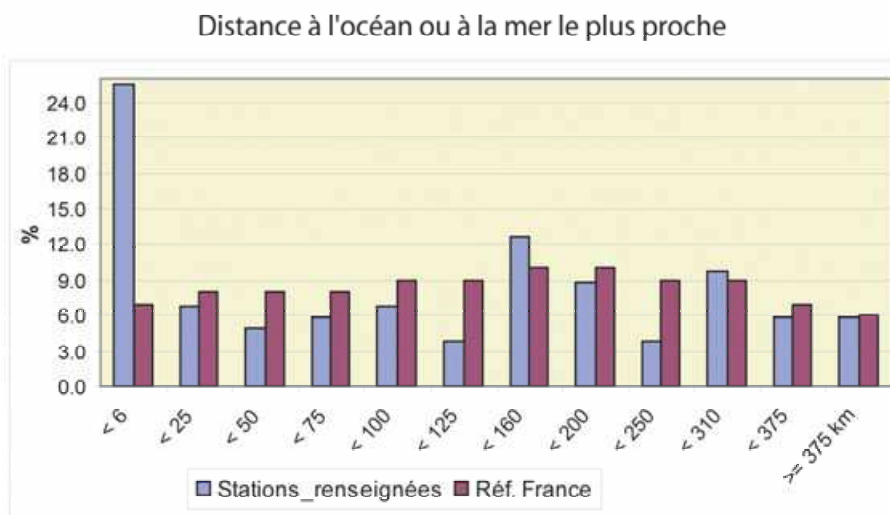
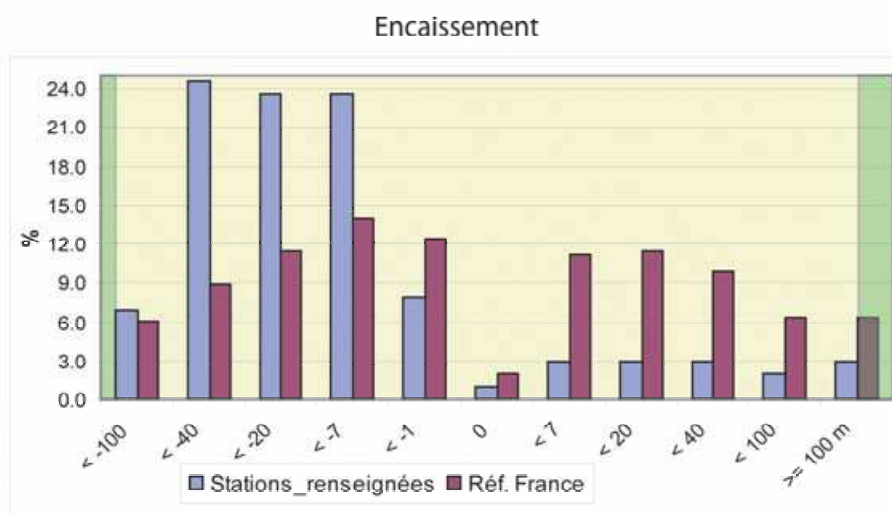
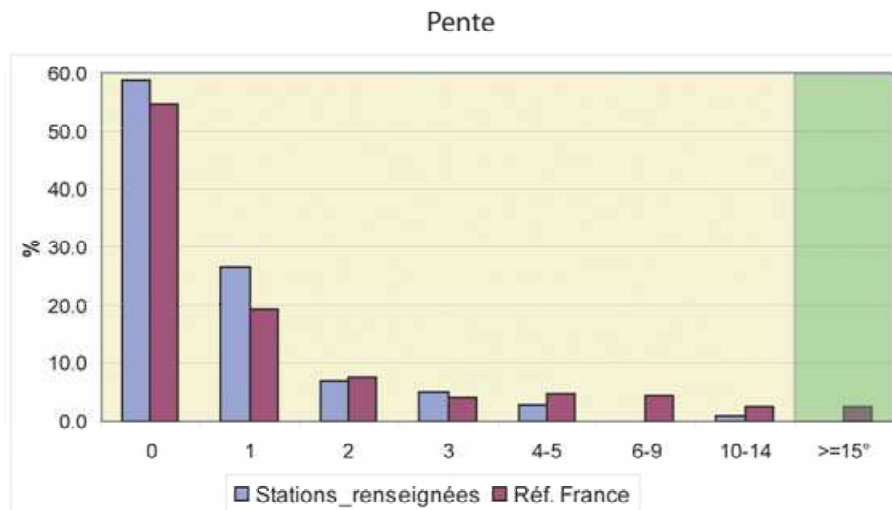


Figure 61 : Nuages de points et tendance (polynôme d'ordre 2) entre le nombre de jours de brouillard et des trois variables retenues : pente (°), encaissement (m) et distance à l'océan (km)



Plage exclue de l'interpolation

Figure 62 : Histogrammes de répartition des valeurs de référence (France entière) et des 103 stations renseignées concernant les trois variables retenues dans le modèle d'interpolation : pente (°), encaissement (m) et distance à l'océan (km)

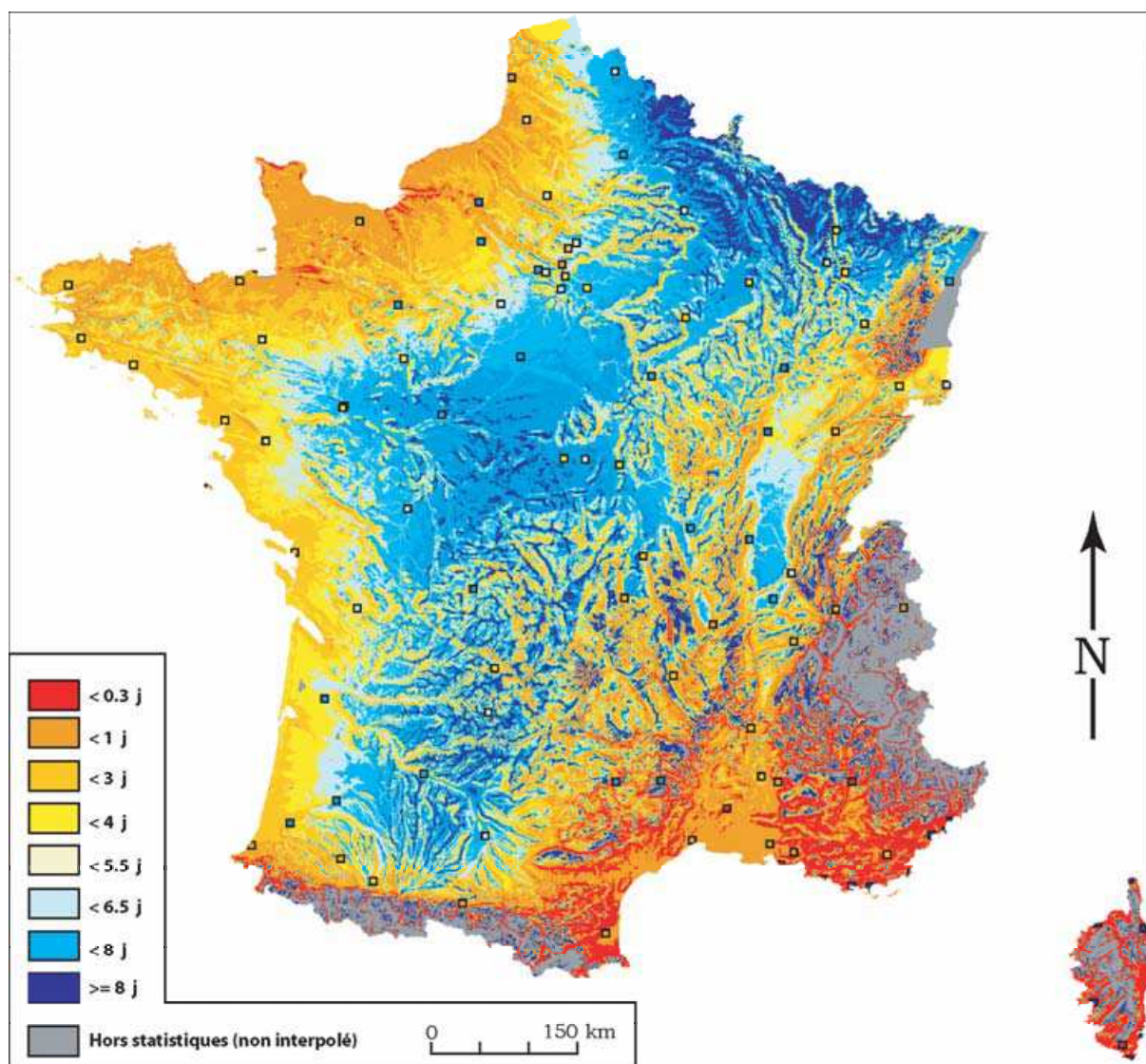


Figure 63 : Carte du nombre de jours d'occurrences de brouillard en hiver (régression multiple)

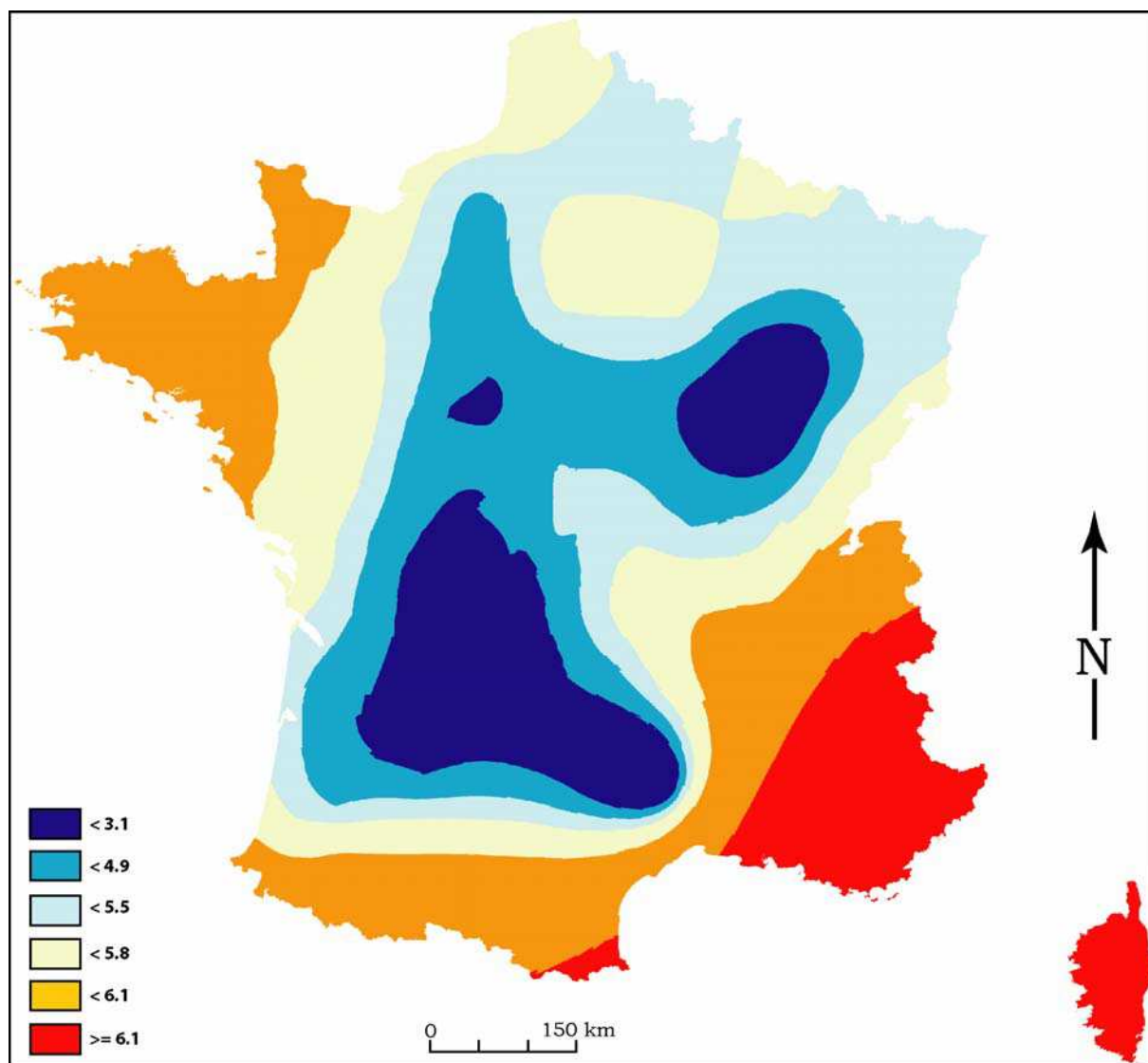


Figure 64 : Carte du nombre de jours d'occurrences de brouillard en hiver (krigeage)

2.13. Vitesse moyenne du vent : moyenne mensuelle d'été

La vitesse moyenne du vent, exprimée en mètre par seconde (m/s), correspond à la moyenne mensuelle du vent moyen sur 10 minutes. Les valeurs correspondent à la moyenne mensuelle de juillet et août.

2.13.1. Données d'observation

La variable, renseignée en 208 stations assez bien réparties sur l'espace français, présente une moyenne de 3.2 m/s. La série s'étend de 7 m/s (Sospel, Alpes-Maritimes) à 8 m/s (Vallerauge, Gard).

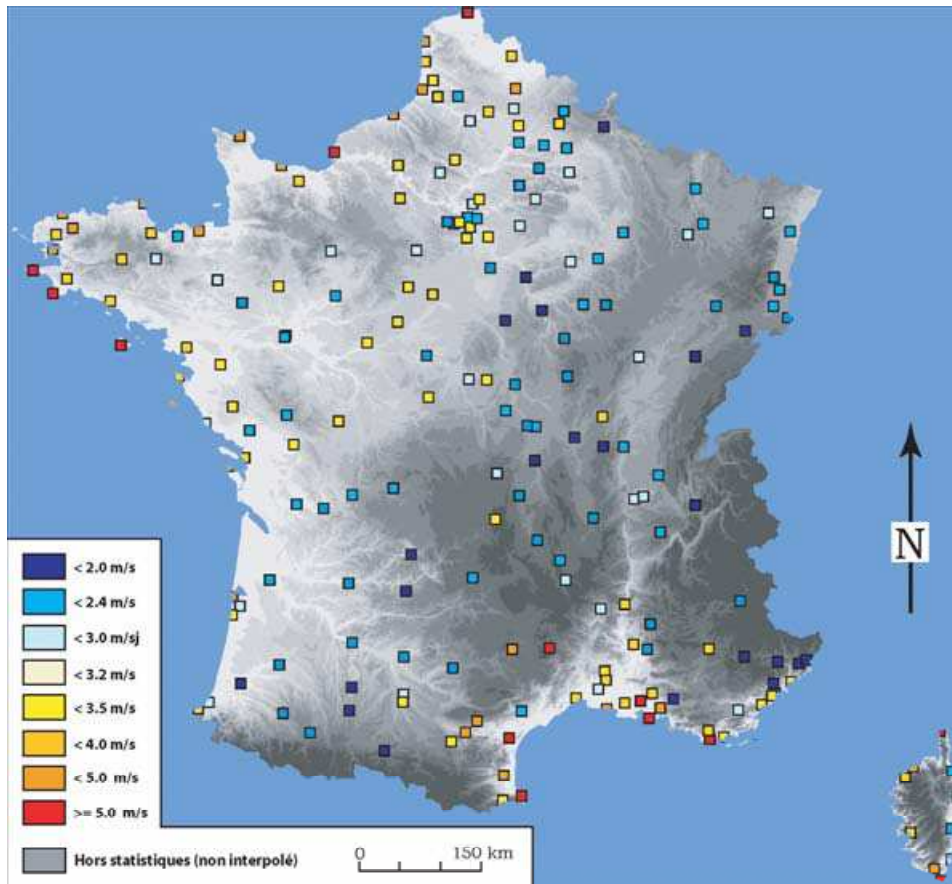


Figure 65 : Répartition des stations renseignées

2.13.2. Analyse des corrélations

Les 12 corrélations linéaires successives (tableau 1) montrent que huit variables structurent significativement la variation spatiale de la vitesse moyenne du vent :

- l'altitude ($r=-0.53$),
- la distance à l'océan ou à la mer le plus proche ($r=0.52$),
- l'encaissement topographique ($r=0.49$),
- la distance à la forêt ($r=-0.45$),
- l'indice de végétation ($r=-0.43$),
- le rayonnement global ($r=0.27$),
- la distance au thalweg le plus proche ($r=-0.27$),

- la pente (r=0.22).

Variables topographiques					
Altitude	Rugosité	Pente	Orientation	Rayonnement global	Encaissement
-0.53	-0.16	0.22	0.18	0.27	0.49
Occupation du sol					
Indice de végétation					
-0.43					
Distances					
Océan	Forêt	Villes	Creux	Crêtes	
0.52	-0.45	0.18	-0.27	0.16	

Tableau 25 : coefficients de corrélation linéaire entre le cumul de la vitesse moyenne du vent et les variables explicatives

Le tableau 1 montre également que toutes les variables qui jouent un rôle de frein sur la vitesse du vent (rugosité topographique, indice de végétation, présence d'une forêt ou d'un creux) présentent un coefficient négatif, ce qui signifie bien que plus la rugosité et la végétation sont importantes, que plus une forêt ou un creux sont proches, moins le vent est fort. Une relation de même sens affecte bizarrement les altitudes : habituellement, les altitudes élevées sont corrélées à un renforcement du vent.

Phase 1

Le modèle d'estimation de la vitesse moyenne du vent prend la forme suivante :

$$H_{Précip} = f(DO^2, Enca^2, DF^2, IV^2)$$

Où DO= distance à l'océan,

Enca=altitude,

DF = distance à la forêt la plus proche

IV= indice de végétation.

Le coefficient de détermination est de 0.52.

Phase 2

Le coefficient de détermination est de 0.42.

Phase 3

Au total, 72% de variance sont expliqués.

Résidus

Moyenne : 0.02 Minimum : -1.7 m/s Maximum : 3.3 m/s Ecart-type : 0.6 m/s

Pourcentage d'erreur ((Ecart-type des résidus)*100) / (moyenne des valeurs d'obs.) = 18 %

Pourcentage d'erreur ((Ecart-type des résidus)*100) / (étendue des valeurs d'obs.) = 8 %

L'écart-type est de 0.7 m/s. Le pourcentage d'erreur, 18 % ou 8 % selon que l'écart-type est rapporté à la moyenne ou à l'étendue des valeurs d'observation, rend compte d'une assez bonne modélisation de la variation spatiale du phénomène analysé.

Les résidus faibles, compris entre -2 m/s et 2 m/s, concernent plus des deux tiers de la population. Les valeurs élevées, inférieures à -1 m/s ou supérieures à +1 m/s, regroupent 8 % des individus. Ce sont ces dernières qui sont responsables de l'écart-type relativement élevé.

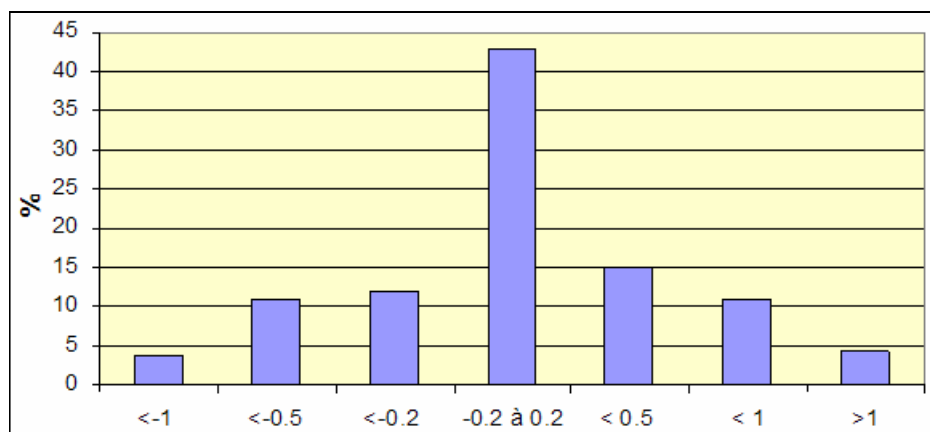


Figure 66 : Histogramme des résidus

2.13.3. Interpolation

Limites de l'interpolation : bornes du calcul

Les valeurs des bornes sont données dans le tableau 2 qui indique que l'interpolation sera effectuée pour tout pixel de l'espace français dont la distance à l'océan ou à la mer le plus proche est inférieure à 477 km, l'indice de végétation supérieur à 9 et inférieur à 243, l'encaissement supérieur à -580 m et inférieur à 353 m et enfin la distance à la forêt la plus proche inférieure à 17 km.

	Distance à l'océan (km)	Encaissement (m)	Distance à la forêt (km)	Indice de végétation
Limite inférieure	0	-580	0	9
Limite supérieure	477	353	17	243

Tableau 26 : bornes de l'interpolation

Valeurs d'interpolation

Moyenne : 3.2 Minimum : 0.8 Maximum : 7.7 Etendue de la série : 112

La moyenne (3.2 m/s) est identique à celle des 205 valeurs renseignées. Tant le minimum (0.8 mm) que le maximum (7.7 m/s) ne s'écartent guère des extrêmes observés (respectivement 0.7 et 8 m/s).

Carte

La carte de la vitesse moyenne du vent montre une France du Nord et du midi méditerranéen où le vent souffle en moyenne assez vigoureusement et ce, d'autant plus que la côte est proche. Il en va de même sur les crêtes les plus élevées du Massif central et des Alpes. En

revanche, le grand arc qui, partant du Nord-Est, s'évase entre l'Anjou, le Sud du Bassin Parisien et le Nord du Massif central, pour enfin aboutir aux Pyrénées est caractérisé par des vitesses de vent moyen beaucoup plus réduites.

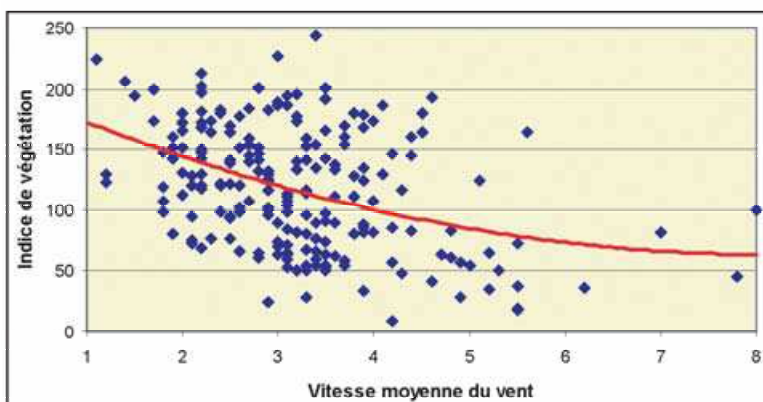
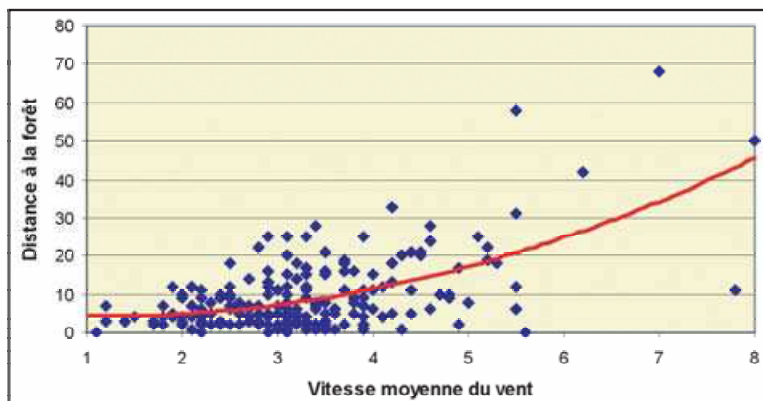
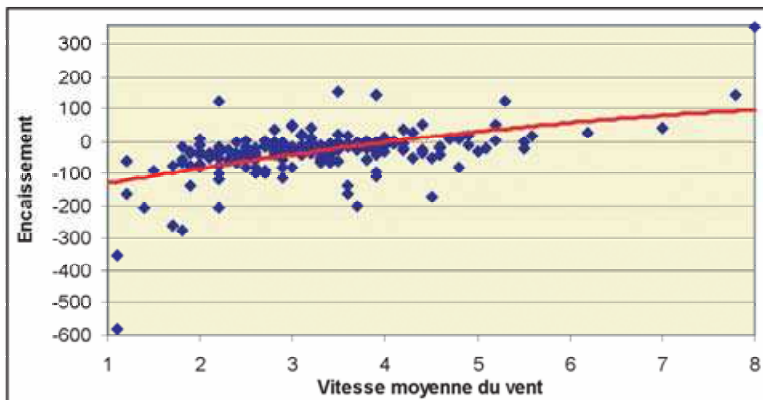
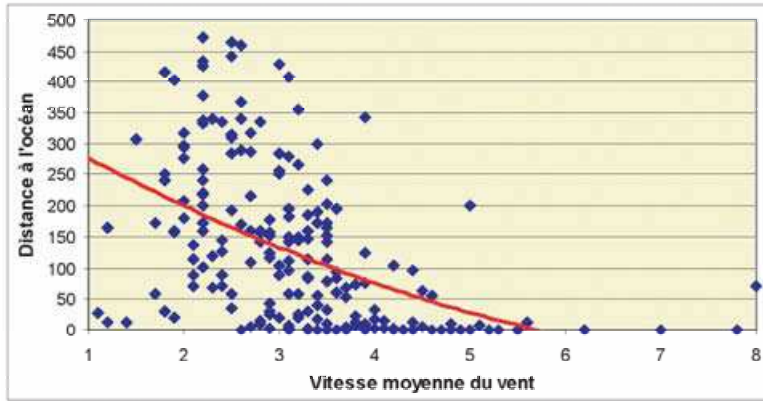


Figure 67 : Nuages de points et tendance (polynôme d'ordre 2) entre les cumuls de précipitation (cm) et des quatre variables retenues dans le modèle d'interpolation : distance à l'océan (km), encaissement (m), distance à la forêt (km) et indice de végétation.

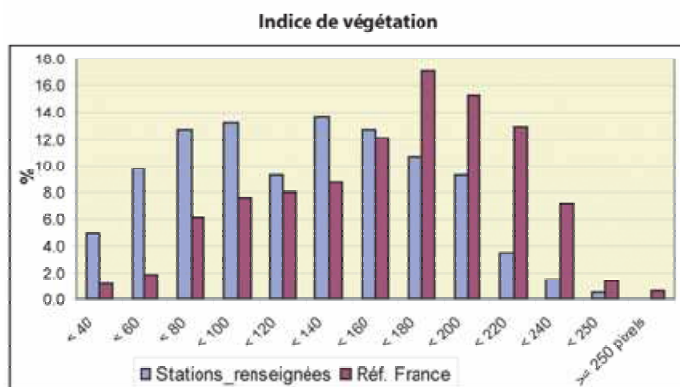
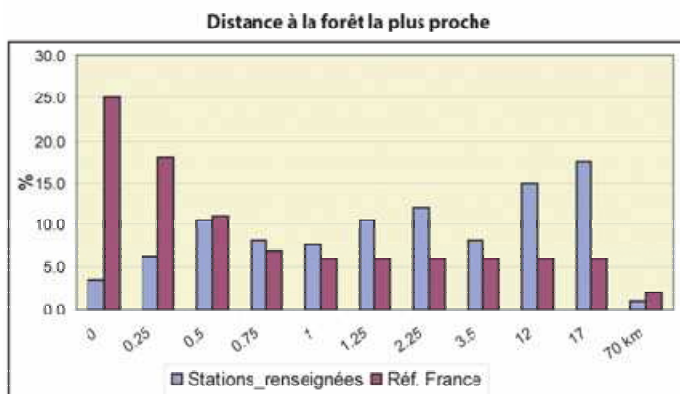
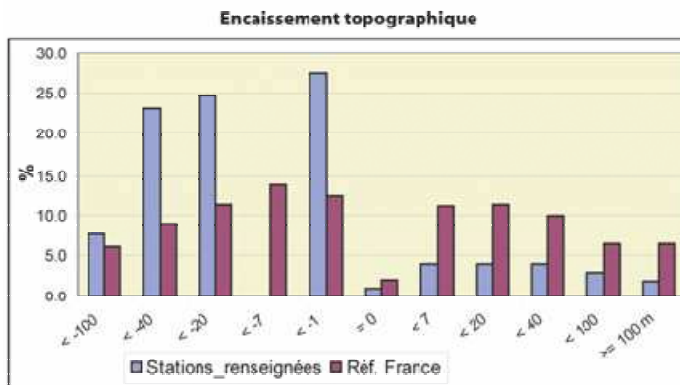
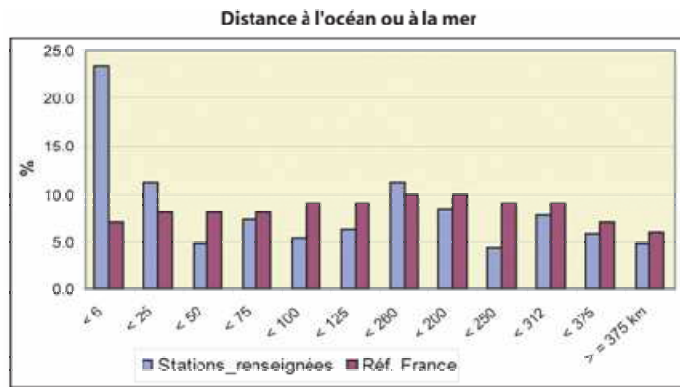


Figure 68 : Histogrammes de répartition des valeurs de référence (France entière) et des 3165 stations renseignées concernant les quatre variables retenues dans le modèle d'interpolation : distance à l'océan (km), encaissement (m), distance à la forêt (km) et indice de végétation

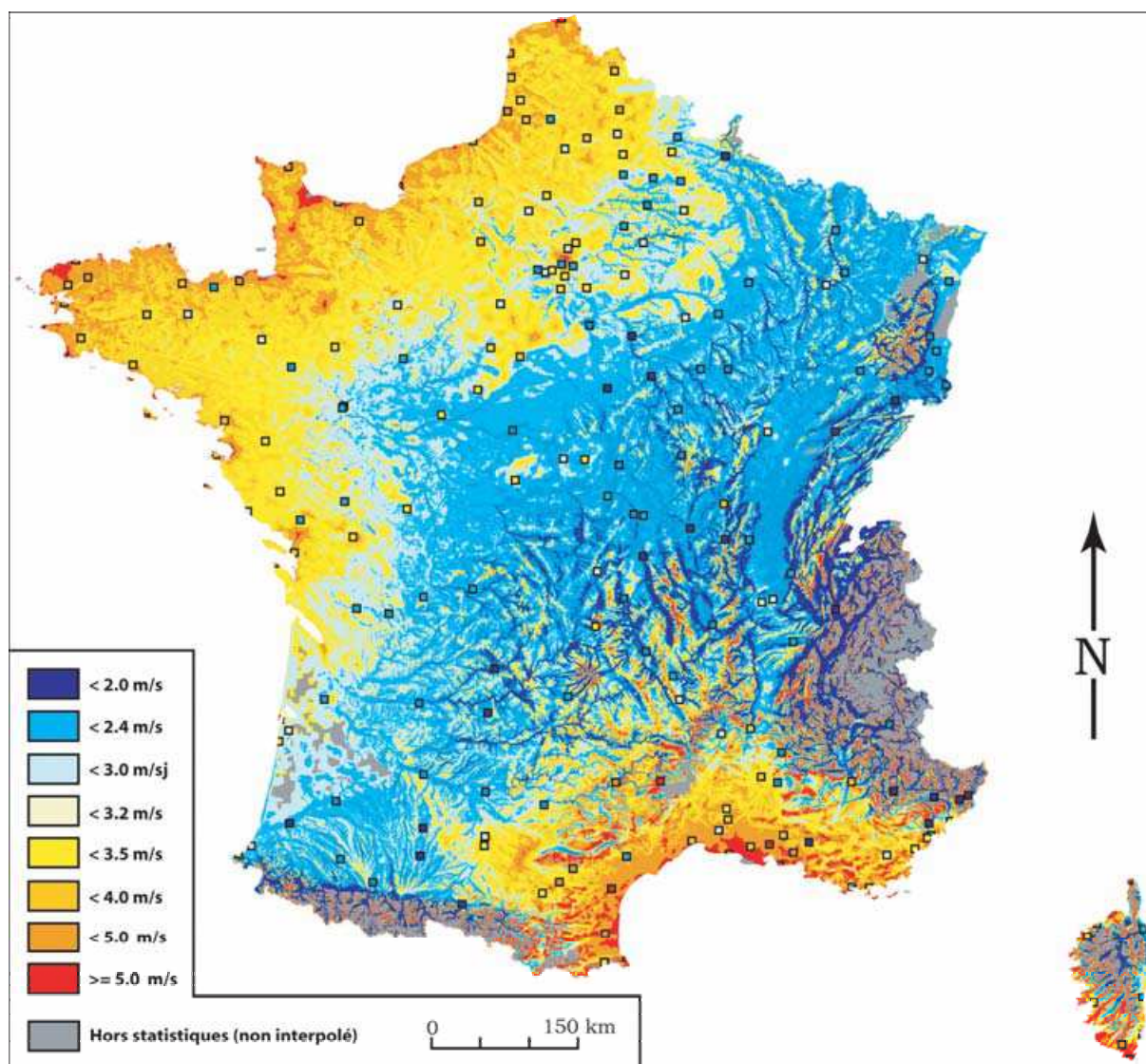


Figure 69 : Carte de la vitesse moyenne du vent en été

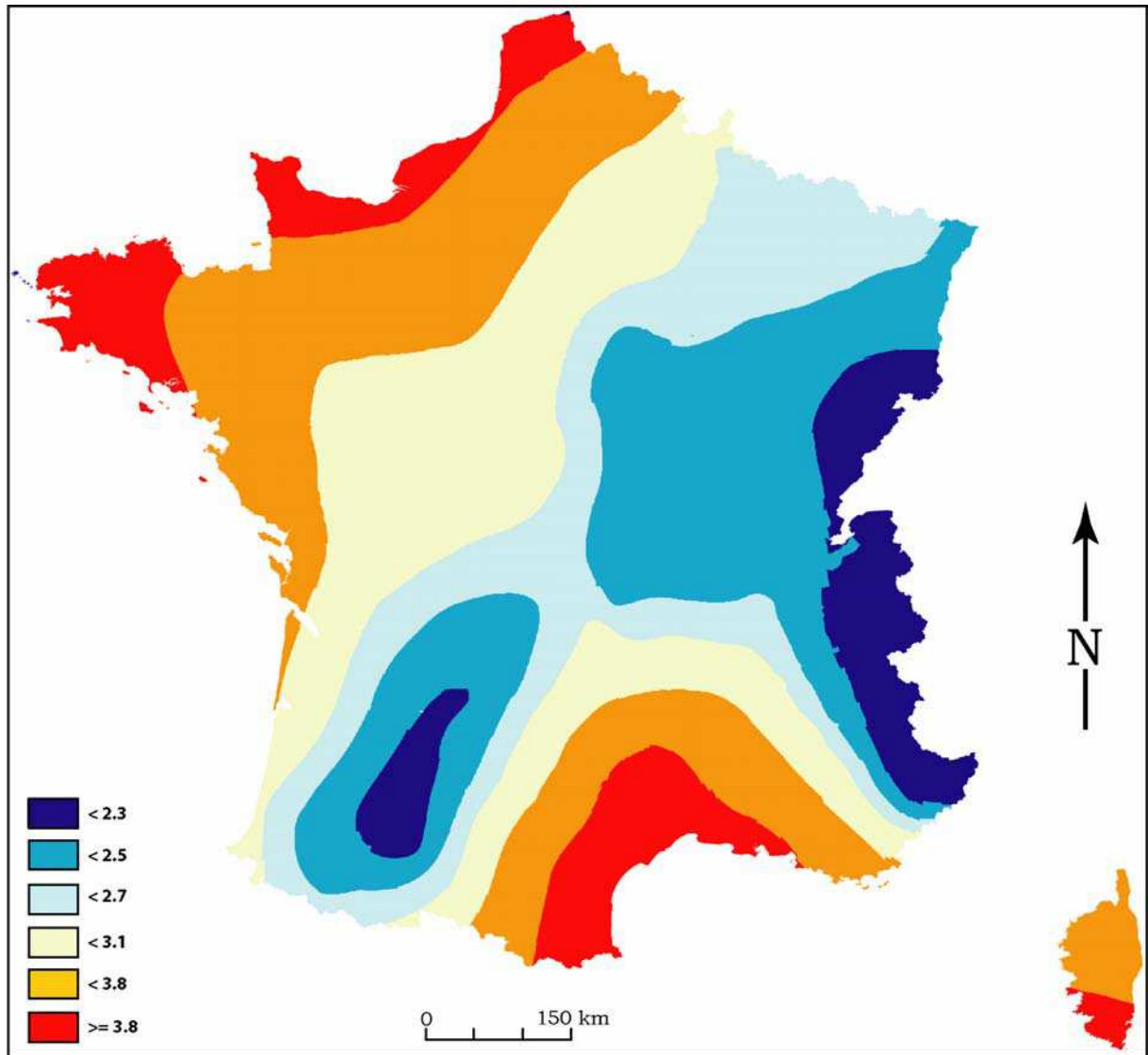


Figure 70 : Carte de la vitesse moyenne du vent en été exprimée en mètres par seconde (krigeage)

2.14. Vitesse moyenne du vent : moyenne mensuelle d'hiver

La vitesse du vent, exprimée en m/s, correspond à la moyenne du vent moyen sur 10 minutes. Les valeurs correspondent à la moyenne mensuelle de janvier et février.

2.14.1. Données d'observation

La variable, renseignée en 207 stations assez bien réparties sur l'espace français, présente une moyenne de 4.1 m/s. La série s'étend de 0.5 m/s (Sospel, Alpes-Maritimes) à 11.8 m/s (Vallerauge, Gard).

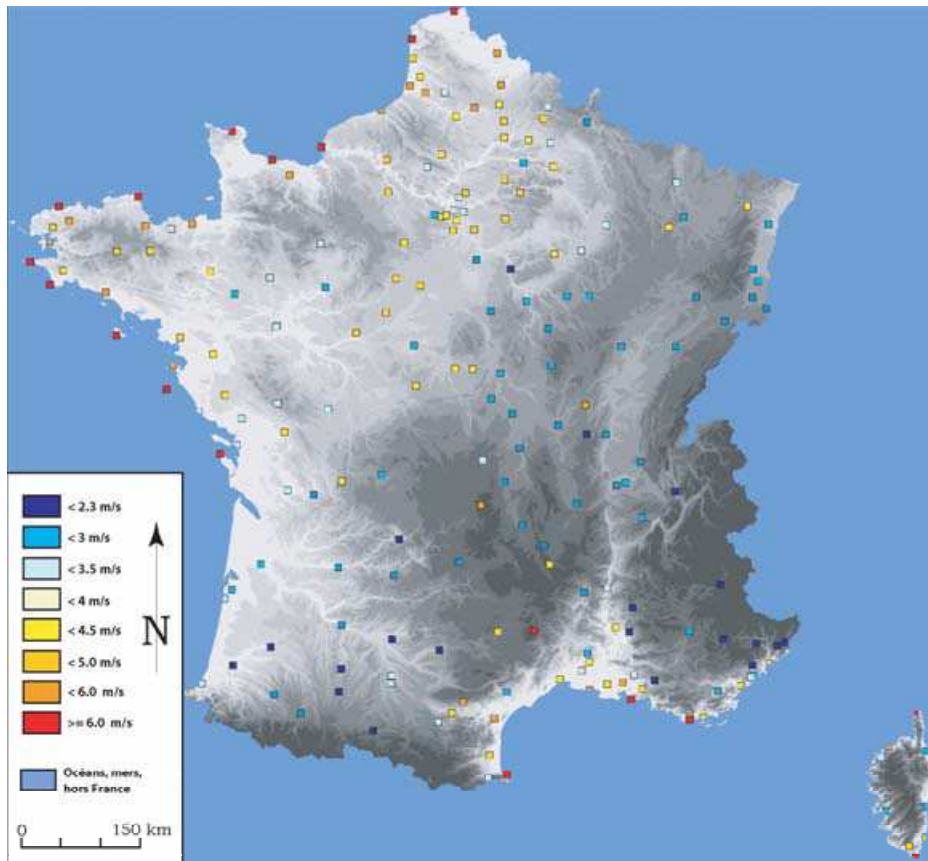


Figure 71 : Répartition des stations renseignées

2.14.2. Analyse des corrélations

Les 12 corrélations linéaires successives montrent que huit variables structurent significativement la variation spatiale de la vitesse moyenne du vent :

- l'encaissement topographique (0.60),
- altitude ($r=-0.52$),
- l'indice de végétation ($r=-0.47$),
- la distance à la forêt ($r=-0.44$),
- la distance à l'océan ou à la mer le plus proche ($r=-0.43$),
- rayonnement global théorique (-0.32),
- pente ($r=0.29$),
- la distance à la ville ($r=0.25$).

Variables topographiques					
Altitude	Rugosité	Pente	Orientation	Rayonnement global	Encaissement
-0.52	-0.18	0.29	0.09	-0.32	0.60
Occupation du sol					
Indice de végétation					
-0.47					
Distances					
Océan	Forêt	Villes	Creux	Crêtes	
-0.43	-0.44	0.25	-0.27	0.14	

Tableau 27 : coefficients de corrélation linéaire entre le cumul de la vitesse moyenne du vent et les variables explicatives

Dans le tableau ci-dessus, toutes les variables qui freinent la vitesse du vent (rugosité topographique, indice de végétation, présence d'une forêt ou d'un creux) présentent un coefficient négatif. Cela signifie que plus la rugosité de la surface est importante, plus une forêt ou un creux sont proches, et moins le vent est fort. Une relation de même sens affecte les altitudes alors qu'habituellement les altitudes élevées sont corrélées à un renforcement du vent.

Phase 1

Le modèle d'estimation de la vitesse moyenne du vent prend la forme suivante :

$$H_{Précip} = f(\text{Enca}^2, IV^2, DF^2, DO^2)$$

Où Enca=altitude,

IV= indice de végétation,

DF = distance à la forêt la plus proche,

DO= distance à l'océan.

Le coefficient de détermination est de 0.71.

Phase 2

Le coefficient de détermination est de 0.30.

Phase 3

Au total, 72% de variance sont expliqués.

Résidus

Moyenne : 0.01 Minimum : -2.5 m/s Maximum : 4.6 m/s Ecart-type : 0.8 m/s

Pourcentage d'erreur ((Ecart-type des résidus)*100) / (moyenne des valeurs d'obs.) = 19 %

Pourcentage d'erreur ((Ecart-type des résidus)*100) / (moyenne des valeurs d'obs.) = 7 %

L'écart-type est de 0.8 m/s. Le pourcentage d'erreur est de 19 % ou de 7 % selon que l'écart-type des résidus se rapporte à la moyenne ou à l'étendue de la série des valeurs d'observation. Relativement faible, il rend compte de la modélisation satisfaisante de la variation spatiale du phénomène analysé.

Les résidus faibles, compris entre -0.5 m/s et 0.5 m/s, concernent près des deux tiers de la population. Les valeurs élevées, inférieures à -1.5 m/s ou supérieures à +1.5 m/s, regroupent environ 5 % des individus.

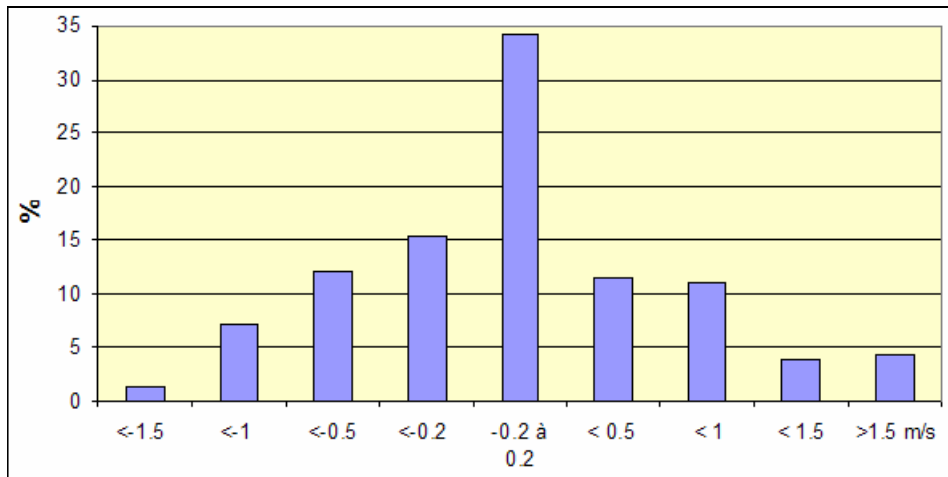


Figure 72 : Histogramme des résidus

2.14.3. Interpolation

La variable considérée, renseignée en un faible nombre de stations, n'échantillonne pas, loin s'en faut, toutes les configurations spatiales rencontrées en France. Ainsi les faibles indices de végétation sont-ils très fréquents autour des postes climatiques que globalement en France ; et inversement pour les indices élevés. De même, les postes sont-ils relativement éloignés de la forêt, mais plutôt proches de la mer. La variable ne peut donc pas être interpolée sur l'ensemble de l'espace français sans précaution.

Limites de l'interpolation : bornes du calcul

Dans ces conditions, il a été nécessaire de fixer des bornes, à l'extérieur desquelles l'interpolation ne sera pas effectuée (on ne s'autorise pas d'extrapolation, ni spatiale, ni statistique).

Les valeurs des bornes sont données dans le tableau 2 qui indique que l'interpolation sera effectuée pour tout pixel de l'espace français dont la distance à l'océan ou à la mer le plus proche est inférieure à 477 km, l'indice de végétation supérieur à 9 et inférieur à 243, l'encaissement supérieur à -580 m et inférieur à 353 m et enfin la distance à la forêt la plus proche inférieure à 17 km.

	Encaissement (m)	Indice de végétation	Distance à la forêt (km)	Distance à l'océan (km)
Limite inférieure	-560	9	0	1
Limite supérieure	373	243	17	473

Tableau 28 : bornes de l'interpolation

Un code numérique particulier (traduit en gris sur la carte, annexe 3) marquera la non satisfaction de l'une (ou plusieurs) de ces conditions.

Valeurs d'interpolation

Moyenne : 4.1 Minimum : 0.3 Maximum : 11.8 Etendue de la série : 11.5

La moyenne est identique à celle des 207 valeurs renseignées. Tant le minimum que le maximum ne s'écartent guère des extrêmes observés (respectivement 0.5 et 11.5 m/s).

Carte

La carte de la vitesse moyenne du vent montre une France du Nord, du Nord-Ouest et du midi méditerranéen où le vent souffle en moyenne assez vigoureusement et ce, d'autant plus que la côte est proche. Il en va de même sur les crêtes les plus élevées du Massif central et des Alpes. En revanche, le grand arc qui, partant du Nord-Est, s'évase entre l'Anjou, le Sud du Bassin Parisien et le Nord du Massif central, pour enfin aboutir aux Landes est caractérisé par des vitesses de vent moyen beaucoup plus réduites.

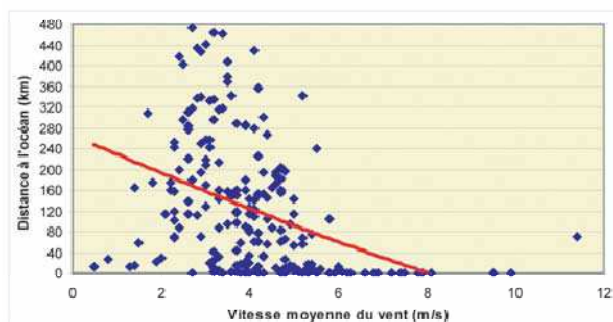
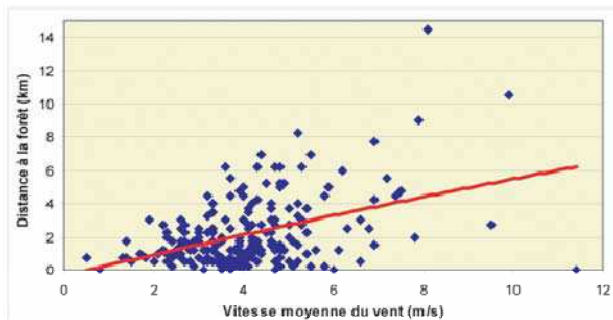
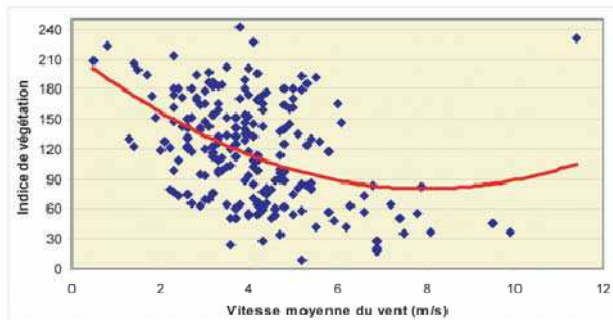
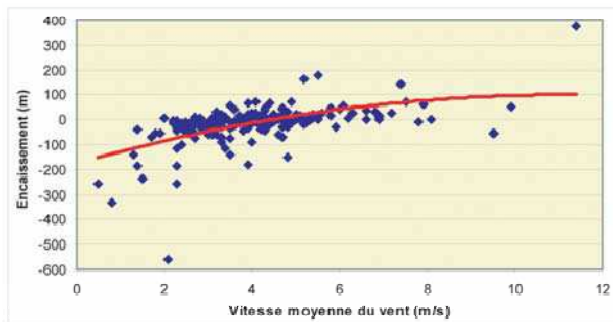


Figure 73 : Nuages de points et tendance (polynôme d'ordre 2) entre les cumuls de précipitation (cm) et des quatre variables retenues dans le modèle d'interpolation : encaissement (m), indice de végétation, distance à la forêt (km) et distance à l'océan (km).

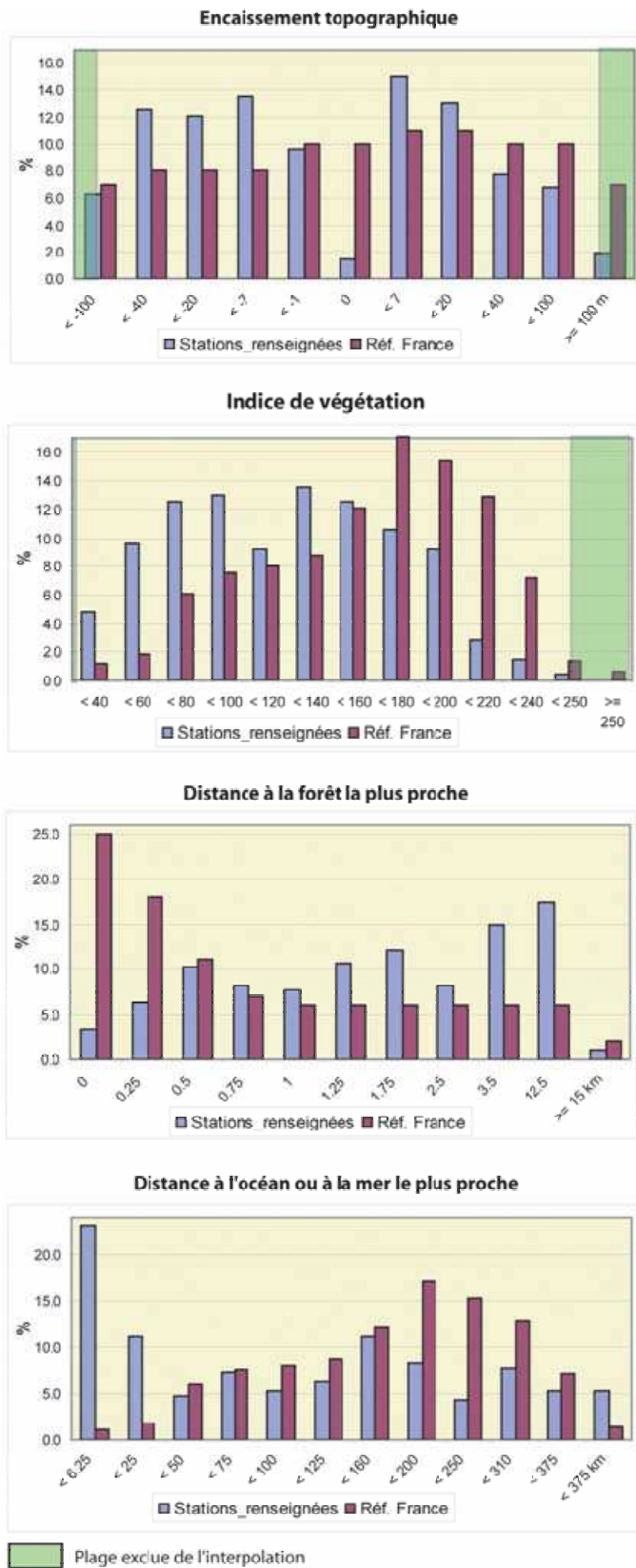


Figure 74 : Histogrammes de répartition des valeurs de référence (France entière) et des 3165 stations renseignées concernant les quatre variables retenues dans le modèle d'interpolation : encaissement (m), indice de végétation, distance à la forêt (km) et distance à l'océan (km)

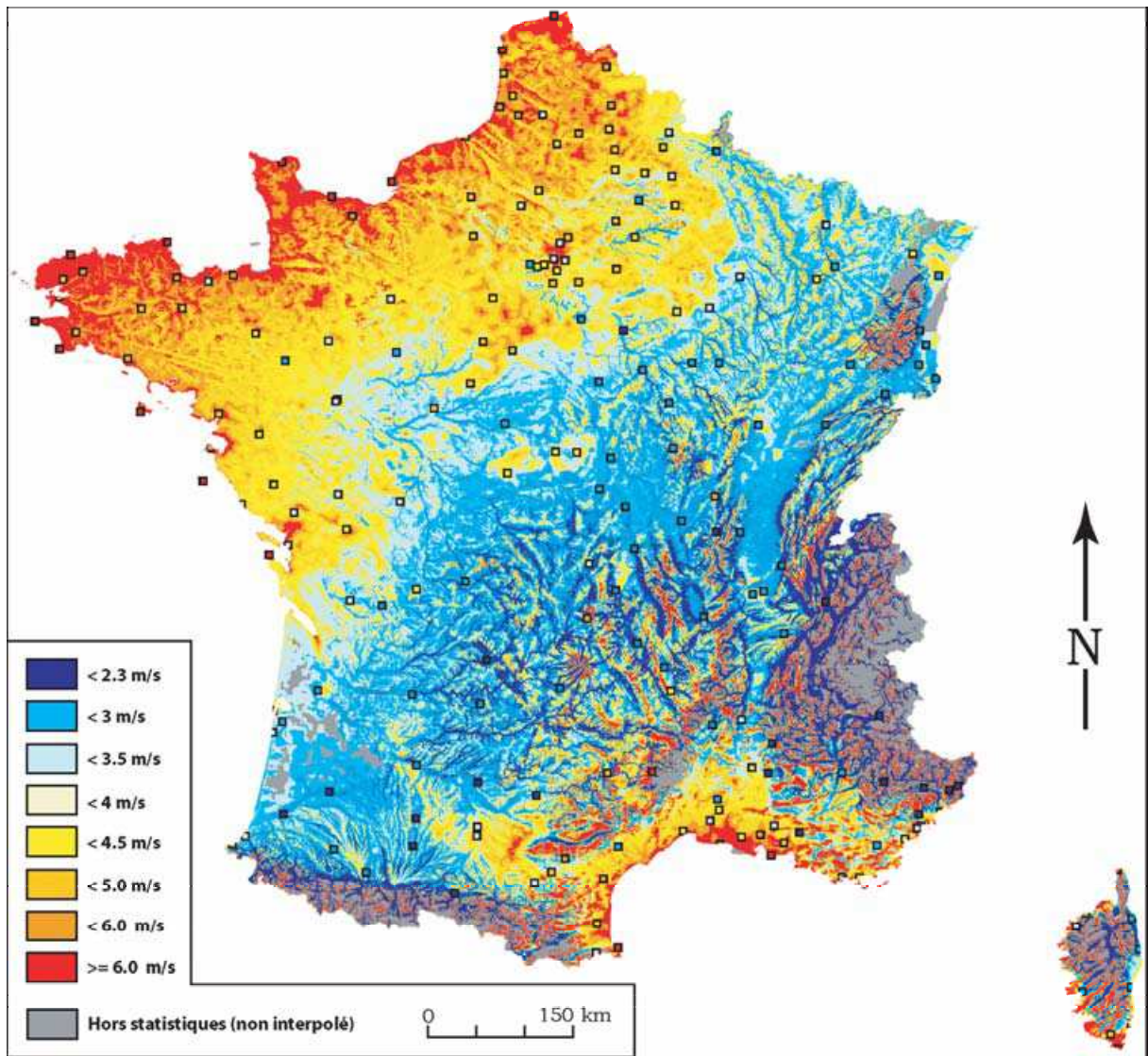


Figure 75 : Carte de la vitesse moyenne du vent en hiver (régression multiple)

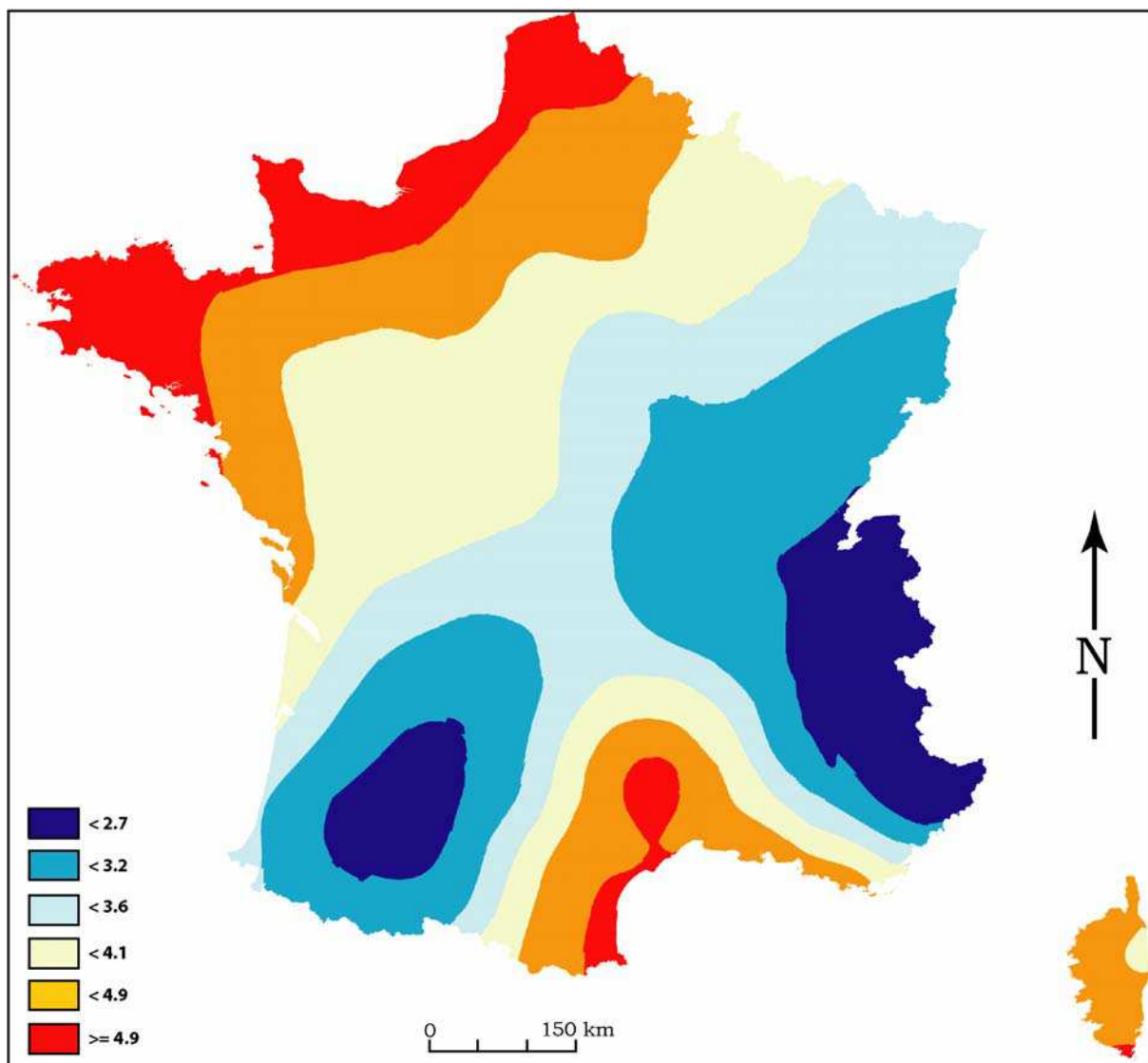


Figure 76 : Carte de la vitesse moyenne du vent en hiver exprimée en mètres par seconde (krigeage)

3. Synthèse des variables climatiques

Au cours de leur mise au point, les modèles économétriques ont fait apparaître la nécessité d'un ajustement différencié par grands secteurs climatiques. En effet, les termes de l'évaluation ne jouent pas de la même façon selon que l'on se situe en contexte méditerranéen, océanique ou montagnard. Pour procéder à l'ajustement en question, il convient de disposer d'un zonage climatique cohérent. A cette fin, une méthode, déjà éprouvée à l'occasion de travaux antérieurs, a été reprise et adaptée. Cette méthode s'appuie sur le traitement de données numériques se rapportant aux composantes spatialisées du climat telles que celles-ci ont résulté de l'interpolation à partir des stations de mesure. Il s'agit d'opérer la synthèse de ces informations grâce aux traitements multivariés. Les unités ainsi délimitées se définissent à travers des combinaisons caractéristiques de descripteurs du climat. Notons aussi qu'à chaque variable est associé un code en 3 lettres qui va permettre son identification dans la suite des traitements et des restitutions graphiques.

3.1. Données

Variables intégrées au calcul	Code	Classe 1	Classe 2	Classe 3	Classe 4	Classe 5	Classe 6
Précipitations d'hiver (mm/mois)	HPH	58	68	76	85	98	>98
Jours de pluie d'hiver (j/mois)	JPH	8	10.6	11.4	11.9	12.6	>12.6
Temp. mini. d'hiver Nbre de jours par mois <-5°C	MIH	0.9	1.9	3	4.7	6.8	>6.8
Temp. moyenne d'hiver	TMH	1.9	3	4.1	5.3	6.7	>6.8
Précipitations d'été (mm/mois)	HPE	44.5	51.5	58	66.5	75.5	>75.5
Jours de pluie d'été (j/mois)	JPE	5.6	6.8	7.4	7.9	8.8	>8.8
Temp. maxi. d'été Nbre de jours par mois >+ 30°C	MAE	1.5	3.7	5.2	6.5	9.5	>9.5
Temp. moyenne d'été	TME	17.4	18.2	18.8	19.7	21.1	>21.1
Variables supplémentaires							
Insolation d'hiver (heures/mois)	INH	69	74	92	106	140	>140
Jours de brouillard d'hiver (j/mois)	BRH	3.1	4.9	5.5	5.8	6.1	>6.1
Vitesse du vent en hiver (m/s)	VEH	2.7	3.2	3.6	4.1	4.9	>4.9
Insolation d'été (heures/mois)	INE	207	229	240	250	285	>285
Jours de brouillard d'été (j/mois)	BRE	0.9	1.8	2.1	2.6	3.1	>3.1
Vitesse du vent en été (m/s)	VEE	2.3	2.5	2.7	3.1	3.8	>3.8

Tableau 29 : Données climatiques mensuelles et bornes supérieures des classes booléennes

De manière à alléger les traitements, un échantillon de 6582 points a été extrait de la base de données que constituent les différentes cartes climatiques énoncées thème par thème. Le protocole retenu mêle tirage aléatoire et systématique. Les points échantillonnés et les variables qui les décrivent sont mis en tableau. La position du pixel dans l'image en ligne et colonne est également archivée pour les besoins des traitements. Notons que chacune des

variables qui constituent le tableau est décomposée en 6 classes de valeurs (ou modalités).
Soit :

- pour les huit variables intégrées au calcul, 48 modalités
- pour les six variables supplémentaires, 36 modalités.

Le tableau ci-dessous a été extrait de la base et illustre la façon dont l'information est archivée.

NUMB	HPH	JPH	MIH	TMH	HPE	JPE	MAE	TME	LIG	COL
1	1	3	4	2	5	6	3	1	68	2117
2	1	3	4	2	4	6	3	1	77	2163
3	1	3	4	2	4	6	3	1	54	2201
4	1	2	4	2	4	6	2	1	53	2235
5	1	2	4	2	4	6	2	1	59	2255
6	2	3	4	3	5	6	3	1	119	2051
7	1	2	4	3	5	6	2	1	93	2079
8	1	3	4	3	4	6	3	1	121	2105
9	1	3	4	2	4	6	3	1	89	2154
10	1	3	4	3	4	6	3	1	109	2171

Tableau 30 : Données sur les composants du climat (10 premiers points de l'échantillon)

soit :

- NUMB : numéro du pixel échantillonné
- HPH : hauteur de précipitations en hiver
- JPH : nombre de jours de précipitation en hiver
- MIH : température minimale d'hiver
- TMH : température moyenne d'hiver
- HPE : hauteur de précipitations en été
- JPE : nombre de jours de précipitation en été
- MAE : température maximale d'été
- TME : température moyenne d'été
- LIG : coordonnée en ligne du pixel échantillonné
- COL : coordonnée en colonne du pixel échantillonné

3.2. Les composants du climat : inventaire cartographique

Comme les données dont nous disposons sont hétérogènes de nature (quantitatives ou qualitatives), nous les avons recodées sous forme binaire, opération qui conduit à réduire toute l'information en une suite de 0 et de 1 (tab. 31). La matrice que l'on obtient comporte donc 6582 lignes et 48 colonnes pour les données entrant dans le calcul de la typologie et 36 pour les données supplémentaires. De la sorte chacune des variables primaires est « éclatée » en six modalités binaires selon les limites fixées au tableau ? et reprises pour établir les légendes de l'inventaire cartographique.

NUMB	HPH1	HPH2	HPH3	HPH4	HPH5	HPH6	JPH1	JPH2	JPH3	JPH4	JPH5	JPH6
1	1	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0
2	1	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0
3	1	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0
4	1	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0
5	1	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0
6	0	1	0	0	0	0	1	0	1	0	0	0
7	1	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0
8	1	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0
9	1	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0
10	1	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0

Tableau 31 : Recodage de l'information sous forme de matrice binaire

Cette transformation est un des moyens dont nous disposons pour réaliser la « mise à plat de l'information » et faciliter la définition d'une typologie du climat sur une base aussi objective que possible.

3.3. Le climat et sa structuration

A l'issue de cette phase de préparation, les données se présentent sous la forme requise pour être soumises à divers traitements mathématiques destinés à faire apparaître les structures logiques qui organisent le climat. A cet égard, l'analyse factorielle des correspondances constitue un outil intéressant puisque le résultat auquel elle conduit prend la forme de graphiques synthétiques dont l'interprétation aide à faire ressortir les structures logiques en question. C'est ce que montre la figure 71.

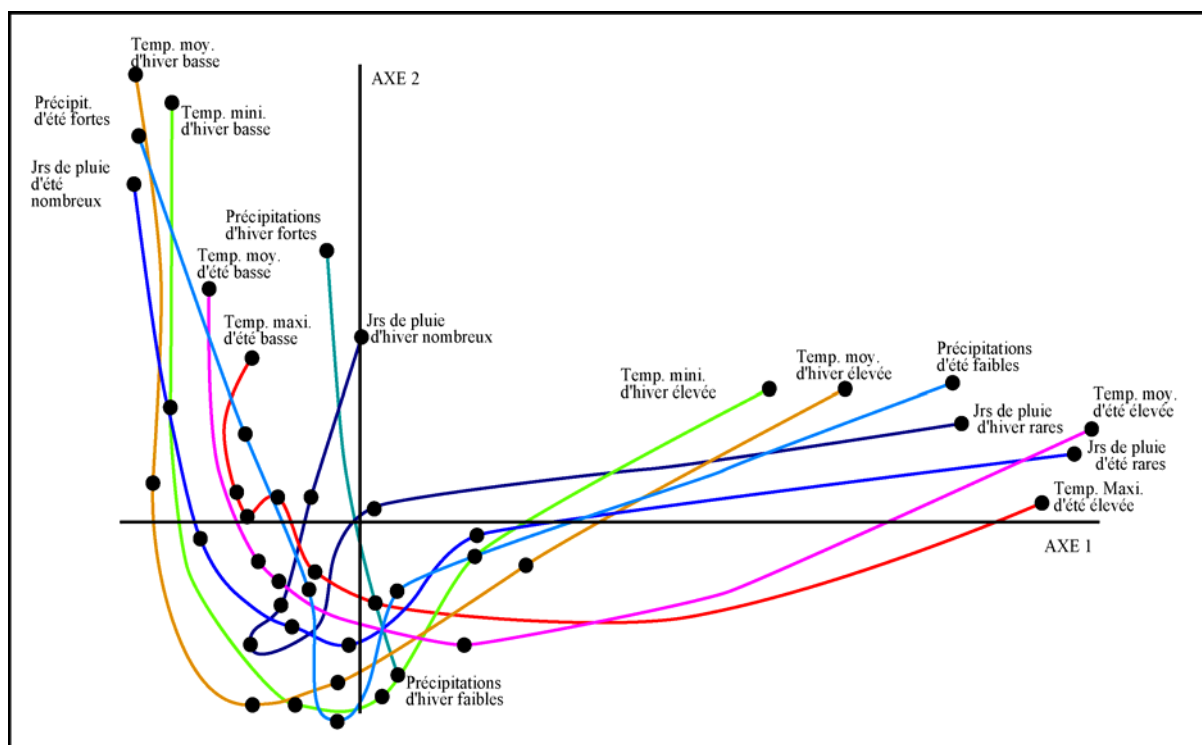


Figure 77 : Distribution factorielle des variables climatiques sur le plan des axes 1 et 2

Nous y voyons comment les différents descripteurs que nous avons retenus se rapprochent en fonction des combinaisons les plus fréquentes qui s'observent. Ce type de traitement amène à reconnaître des principes organisateurs du climat grâce à l'interprétation des axes qui structurent le graphique. Comme chacune des variables primaires est exprimée sous la forme de six modalités binaires, il est techniquement possible de visualiser le « comportement factoriel » de chaque variable sous la forme d'une courbe réunissant selon leur ordre logique, croissant ou décroissant, les six modalités en question figurées sur le graphe par des pastilles rondes. De la sorte, on observe que la quasi-totalité des courbes, aux variations de détail près, s'inscrivent dans une forme parabolique révélatrice d'une structure d'ordre. En effet, l'ensemble des modalités s'ordonne d'une manière cohérente sur le graphe entre un pôle chaud et sec à droite un peu au dessus de l'axe 1 et un pôle froid et humide tout en haut et à gauche. Seules, les précipitations d'hiver dérogent à ce schéma puisqu'elle se classent exclusivement le long le l'axe 2 mais sans contredire la signification d'ensemble de la structure d'ordre ainsi définie.

La mise en ordre graphique qui résulte de l'analyse constitue un modèle de classement des climats dont on peut étendre l'application à l'ensemble de la zone : chaque pixel, autrement dit chaque portion de terrain de 250 mètres de côté, peut être replacé dans le référentiel mathématique que constituent les axes factoriels. A la suite de cette opération, il est possible de faire correspondre à chacun des axes en question une représentation cartographique sous la forme d'une image en niveau de gris. Celle-ci explicite la façon dont l'axe et surtout la signification qui s'y rapporte structurent l'espace géographique. L'image de la figure 72 opère la synthèse du graphe factoriel et transcrit les axes 1, 2 et 3 respectivement par les composantes rouge, vert et bleu.

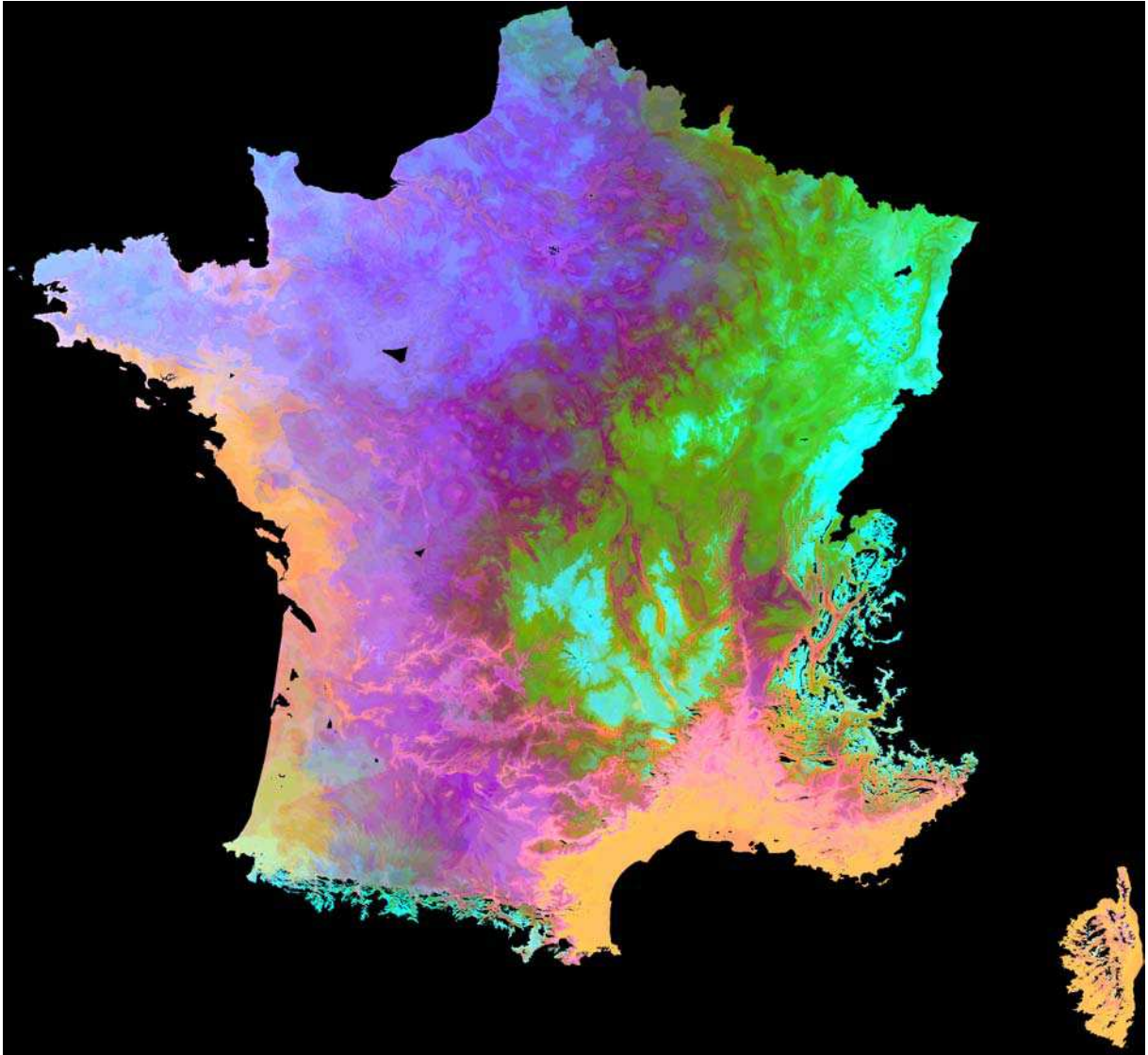


Figure 78 : Représentation cartographique du résultat de l'analyse factorielle

3.4. Typologie du climat par classification automatique

L'analyse des correspondances, en générant des axes factoriels, donne lieu à un nouveau système de coordonnées dans lequel se positionnent individus et caractères. Grâce à la matrice de distance induite, il est possible de procéder à une classification automatique. Dans le cas présent, la mise en œuvre de la classification conduit à reconnaître sept types de climats dont la définition est en concordance logique avec les résultats de l'analyse factorielle (fig. 73).

La localisation spatiale déjà mise en œuvre pour représenter les résultats de l'analyse factorielle, peut être reprise ici et donner lieu à la confection d'une carte des types climatiques (fig. 74). Cette carte est donc le résultat d'une partition effectuée sur l'ensemble des pixels de l'image selon le critère mathématique abstrait de distance factorielle. Aussi est-il intéressant de constater que la structure d'ordre mise au jour par l'analyse factorielle et la classification conduit à une partition cartographique, également cohérente, de l'espace. Le pourtour méditerranéen, le gradient océan-continent, l'effet d'altitude ressortent directement à la vue de la carte comme faits structurants majeurs de l'espace. Une structure géographique par ensemble spatiaux est donc sous-jacente à la structure d'ordre factorielle. Ce schéma général révèle aussi quelques anomalies qui restent toutefois secondaire, notamment le fait qu'une partie de la Bretagne intérieure et une autre des Pyrénées Atlantiques se trouvent regroupées

avec certaines zones de montagne moyenne du Massif Central et des Alpes notamment. En procédant à l'analyse plus précise de la définition des classes, il apparaît que ce regroupement, étrange à première vue, obéit bien à une « logique climatique » puisque se trouve rassemblé là un ensemble de zones dont la caractéristique commune est de présenter des températures fraîches d'été (en moyennes et maximales). Il est donc important de garder à l'esprit que la typologie représentée sur la carte ne correspond pas à un zonage géographique direct. Celui-ci ne prend corps qu'avec la concordance constatée entre partition mathématique et partition géographique. C'est pourquoi lorsque nous définirons un climat comme méditerranéen, océanique doux etc., c'est en fonction de ses caractéristiques intrinsèques, sans contrainte de délimitation géographiques strictes.

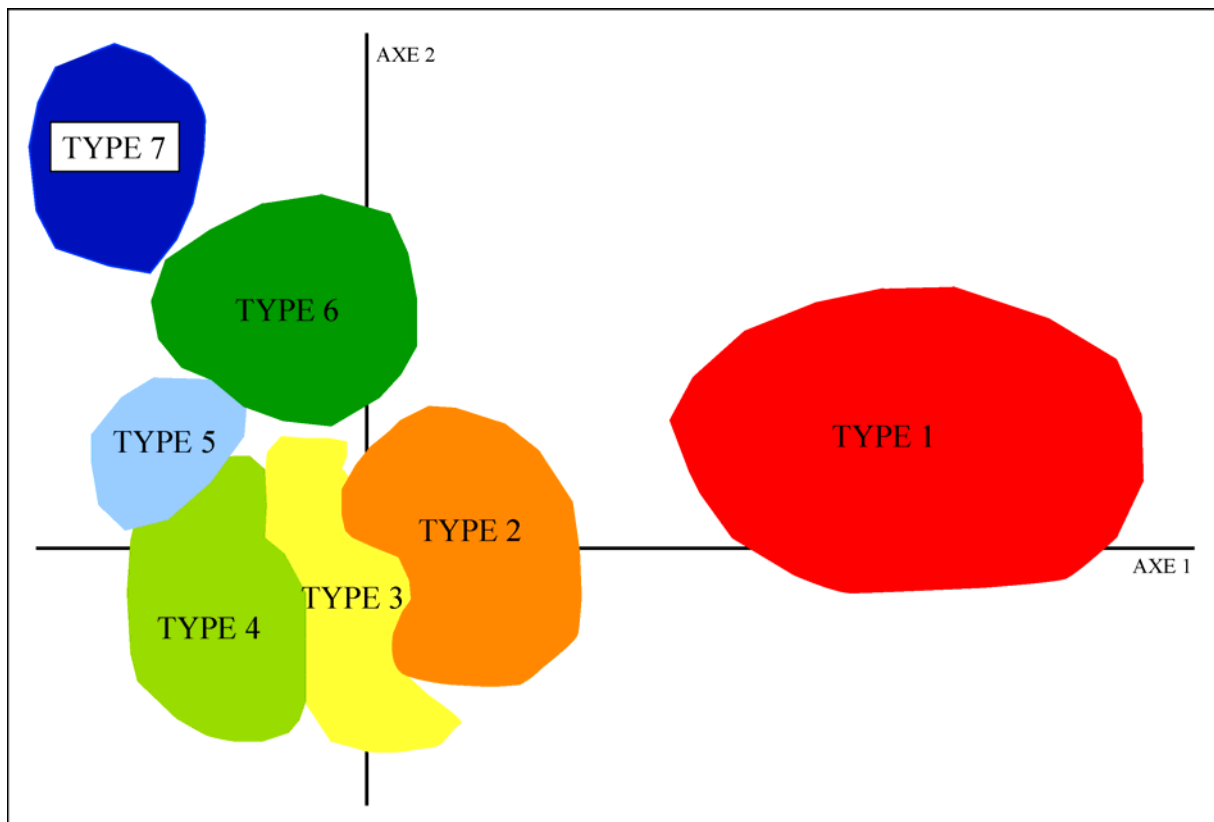


Figure 79 : Mise en place de la typologie sur le graphe factoriel

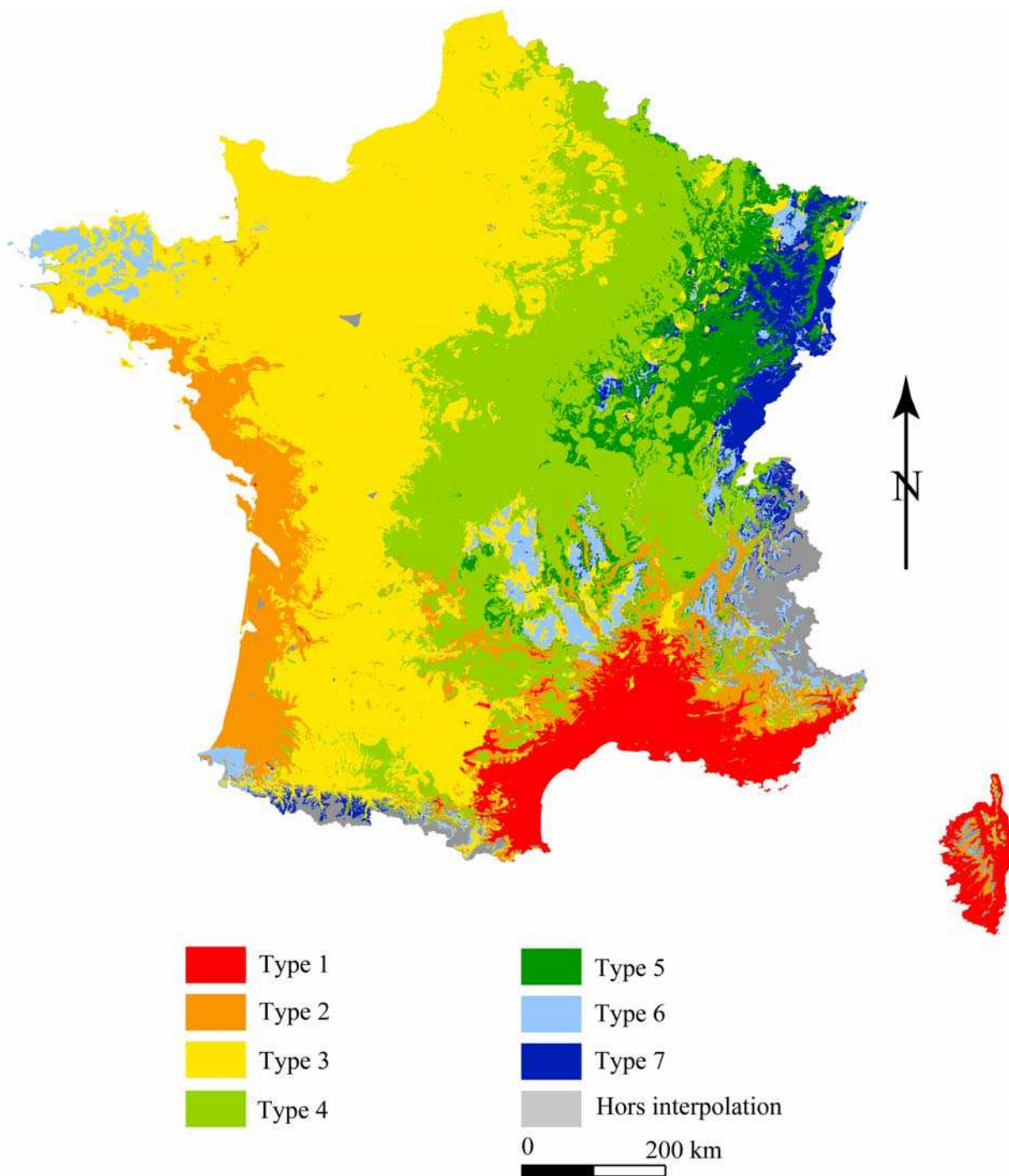


Figure 80 : Typologie climatique de l'espace Français en 7 classes

3.5. Définition des unités climatiques

Pour préciser la signification de chacun des types, nous nous référons à ses caractéristiques climatiques distinctives. Celles-ci nous sont données par les histogrammes qui accompagnent chaque définition. Un calcul de probabilité permet de quantifier liaison statistique entre variables et types : plus la probabilité est élevée, plus l'exclusivité de la liaison est forte.

Ainsi, le début de l'histogramme ci-après se lit comme suit : quand TME6 est observé (température moyenne d'été dans la modalité la plus élevée), la chance d'être dans le type 1 est de 93 sur 100; quand JPLE1 est observé (jours de pluie d'été dans la modalité la plus

Références du chapitre 2

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.

Collins F. C., Bolstad P. V. 2000. A comparison of spatial interpolation techniques in temperature estimation.

http://www.ncgia.ucsb.edu/conf/SANTA_FE_CD-ROM/sf_papers/collins_fred/collins.html

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.

Eckstein B. A. 1989. Evaluation of splines and weighted average interpolation algorithms. *Computers and Geosciences*. 15: 79-94.

Fury R., Joly D. 1995. Interpolation spatiale à maille fine des températures journalières. *La Météorologie*. 11: 36-43.

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.

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.

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.

Zevenbergen L. W., Thorne C. R. 1987. Quantitative analysis of land surface topography. *Earth Surface and Landforms*. 12: 47-56.

Chapitre trois

-

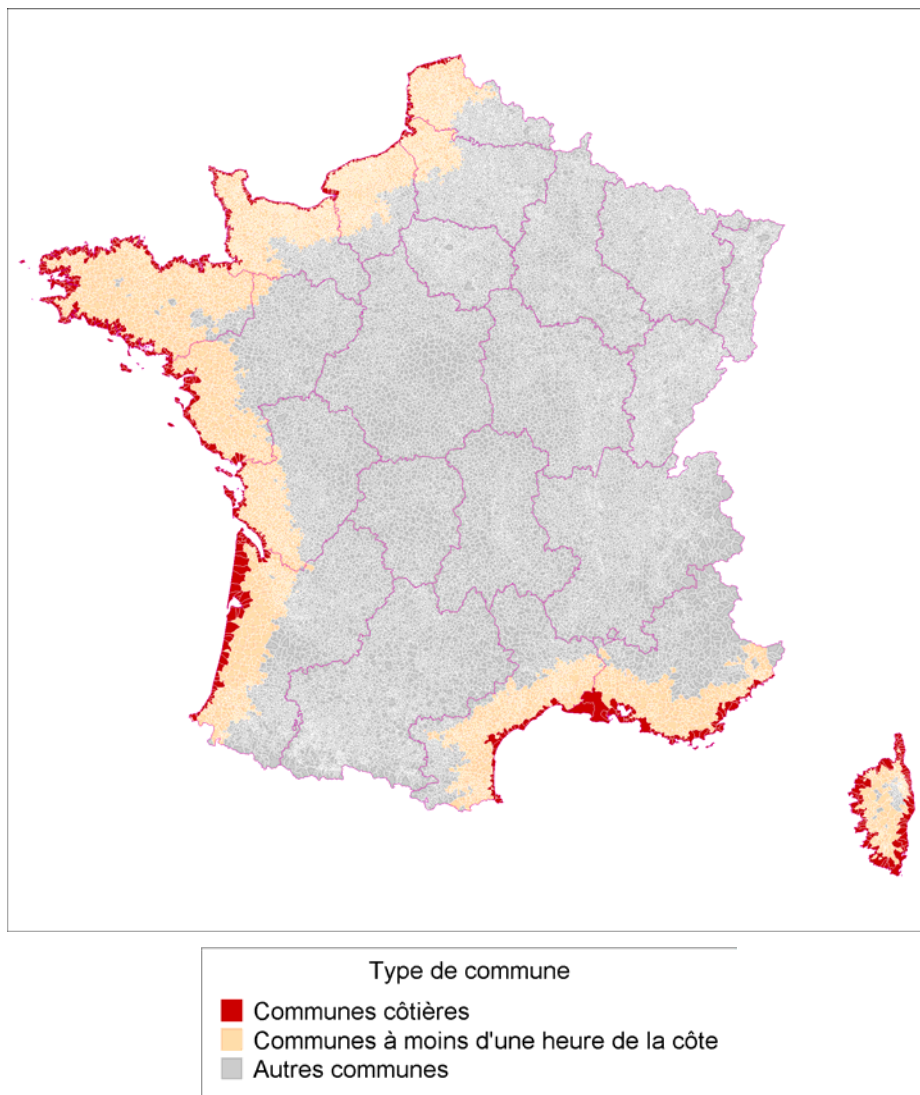
Caractéristiques démographiques du littoral et des zones de montagne

1. Le littoral

1.1. Champ géographique

Les **communes côtières** : c'est l'ensemble des communes françaises métropolitaines ayant au moins un point de leur territoire en façade maritime (Mer du Nord, Manche, Atlantique, Méditerranée).

Figure 81 : Champ géographique



Source : INRA-CESAER d'après IGN – Route 120

Arrière pays littoral : c'est l'ensemble des communes non côtières dont la distance routière à la côte est inférieure à une heure. Pour déterminer la distance à la côte, une matrice des temps de trajets routiers entre toutes les communes de France et les 887 communes côtières a été calculée. Le seuil d'une heure a été fixé arbitrairement. Cependant, il est possible grâce au distancier de déterminer des rubans en fixant des seuils différents comme par exemple :]0 ; 10[; [10 ; 20[; [20 ; 30[; [30 ; 40[; [40 ; 50[; [50 ; 60[; [60 ; +] (distance exprimé en minutes).

1.2. La population littorale : forte densité et nombreuses villes moyennes

Les communes côtières sont au nombre de 887. Elles hébergent 5,8 millions de résidents permanents (10 % de la population française). Leur densité de population est 2,7 fois plus élevée que la moyenne métropolitaine. La frange littorale à moins d'une heure de la côte regroupe 6 920 communes et 11,7 millions d'habitants permanents (20 %). La densité de population est inférieure à la moyenne des communes côtières et légèrement supérieure à celle des autres communes.

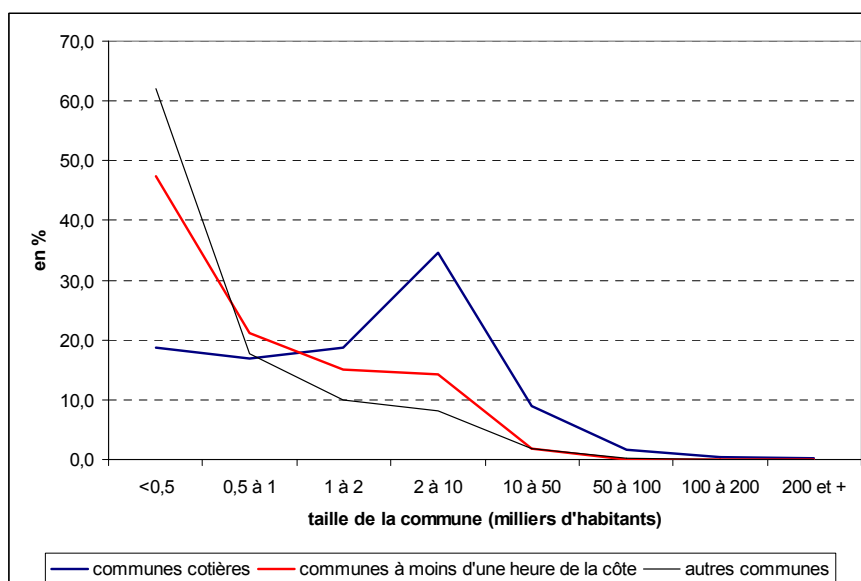
Tableau 32 : Répartition des communes du littoral

Type de commune	Nombre de commune		Population		Superficie		Densité (hab./km ²)
	en 1999	%	en 1999	%	hectares	%	
Communes côtières	887	2,4	5 796 603	9,9	2 157 209	4,0	269
Arrière-pays littoral à moins d'une heure de la côte	6 920	18,9	11 733 225	20,1	10 473 739	19,3	112
<i>dont > 10 minutes</i>	728	2,0	1 117 751	1,9	916 968	1,7	122
<i>[10 ; 20[</i>	1 167	3,2	2 260 342	3,9	1 795 557	3,3	126
<i>[20 ; 30[</i>	1 248	3,4	1 655 641	2,8	1 919 553	3,5	86
<i>[30 ; 40[</i>	1 216	3,3	1 979 437	3,4	1 949 705	3,6	102
<i>[40 ; 50[</i>	1 249	3,4	2 447 805	4,2	1 907 218	3,5	128
<i>[50 ; 60[</i>	1 312	3,6	2 272 249	3,9	1 984 738	3,6	114
Autres communes	28 758	78,6	40 988 920	70,0	41 765 592	76,8	98
France métropolitaine	36 565	100,0	58 518 748	100,0	54 396 540	100,0	108

Source : INSEE – RP 1999 ; IGN – Route 120 ; INRA-CESAER

La part des communes de 1 000 à 100 000 habitants est plus élevée dans les communes côtières. Par exemple, un tiers des communes y ont entre 2 000 et 10 000 habitants permanents alors que la proportion de cette tranche de taille est de 14 % parmi les communes situées à moins d'une heure de la côte et elle représente 8 % dans les autres communes. A l'inverse, les petites communes, moins de 500 habitants, sont, proportionnellement, deux fois et demi moins nombreuses dans les communes côtières que dans les communes de la frange littorale à moins d'une heure de la côte et 3,3 fois moins dans le reste du pays. Le profil des communes de l'arrière-pays littoral suit d'assez près celui des autres communes métropolitaines avec cependant une légère sous représentation des petites communes, moins de 500 habitants, et une sur représentation des tranches entre 500 et 10 000 habitants.

Figure 82 : Répartition des communes du littoral selon la tranche de population communale

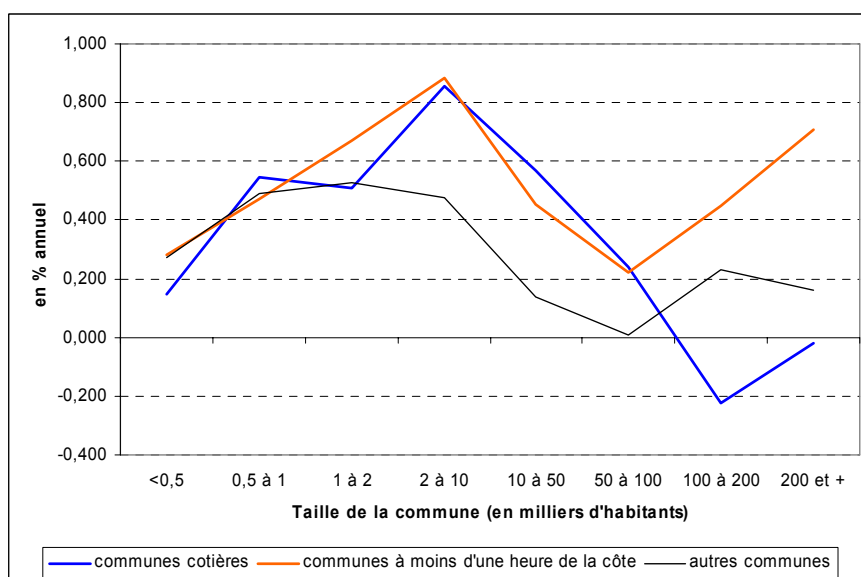


Source : INSEE – RP 1999

1.3. Evolution de la population littorale

La population des communes rurales, moins de 2 000 habitants, augmentent dans des proportions, à peu de chose près, identiques, quelle que soit la distance à la côte. En revanche, les communes côtières ou proches du littoral (moins d'une heure), qui ont entre 2000 et 100 000 habitants, enregistrent un accroissement de population nettement plus élevé que les communes à plus d'une heure de la côte. La population des plus grandes communes (au-delà de 100 000 habitants) décroît pour celles de la côte et augmente dans le reste du pays avec un accroissement plus élevé lorsque les communes se situent à moins d'une heure du littoral.

Figure 83 : Evolution de la population entre 1990 et 1999 selon la tranche de population communale

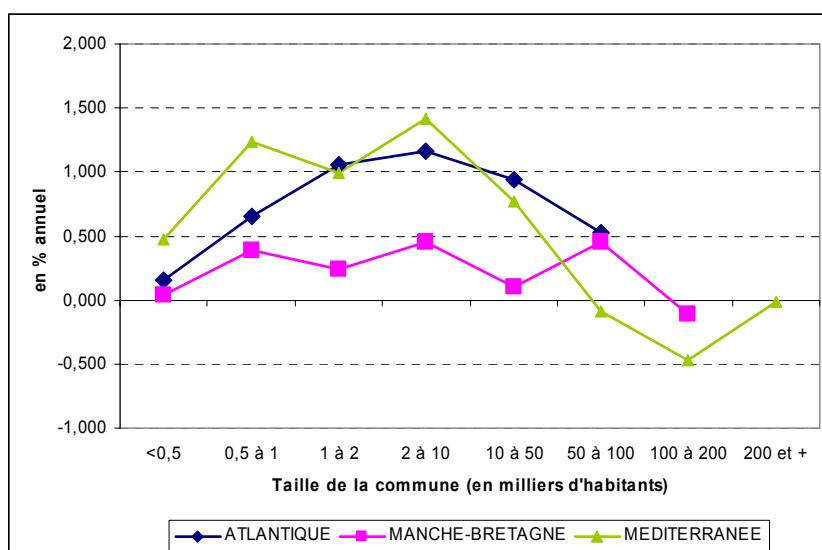


Source : INSEE – RP 1990 et 1999

L'analyse par façade maritime et par classe de population montre des évolutions différenciées. Sur le littoral de la Méditerranéen (Languedoc-Roussillon, Provence-Alpes-Côte-d'Azur,

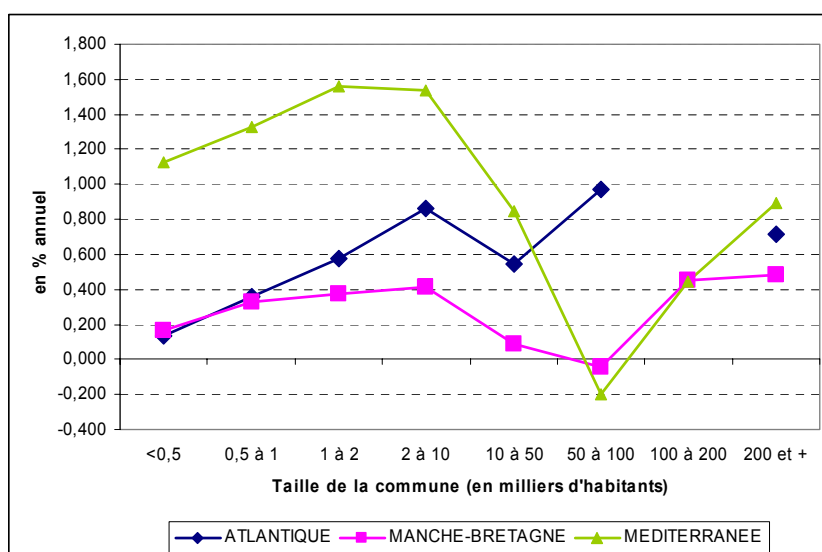
Corse), les communes de 500 à 50 000 habitants enregistrent une forte croissance positive. Au-delà de 50 000 habitants, les communes perdent des résidents. Sur le pourtour Atlantique (Pays de la Loire, Poitou-Charentes, Aquitaine) dans les classes entre 1 000 et 50 000 habitants. La population augmente dans toutes les tranches de population, avec un accroissement un peu moins soutenu pour les communes de moins de 500 habitants. La population côtière de la Manche (Nord-Pas de Calais, Picardie, Haute Normandie, Basse Normandie) et de Bretagne augmente dans toutes les communes de moins de 100 000 habitants. Cependant, les taux d'accroissement annuels sont inférieurs à ceux enregistrés sur le pourtour méditerranéen et atlantique.

Figure 84 : Evolution de la population entre 1990 et 1999 des **communes côtières** par façade maritime



Source : INSEE – RP 1990 et 1999

Figure 85 : Evolution de la population entre 1990 et 1999 des **communes à moins d'une heure de la côte** par façade maritime

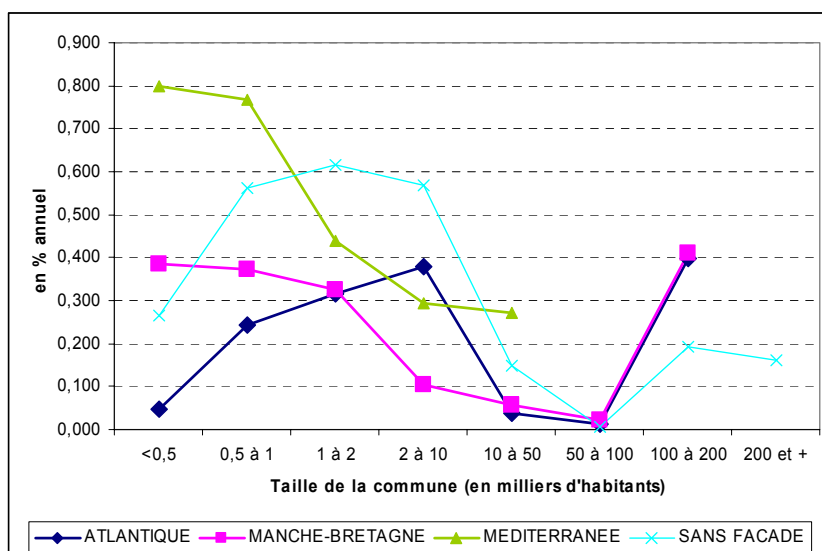


Source : INSEE – RP 1990 et 1999

Dès qu'on s'éloigne de la côte, dans l'arrière pays littoral à moins d'une heure de la mer, les profils d'évolution indiquent un dynamisme démographique beaucoup plus fort sur le

pourtour méditerranéen, comparé à celui des façades Atlantique et Manche-Bretagne, pour les communes de moins de 50 000 habitants. La population de l'arrière pays littoral Atlantique augmente dans toutes les communes, quelle que soit la taille, avec des taux d'accroissement annuels supérieurs à ceux enregistrés dans les arrières pays de la Manche et de la Bretagne, sauf pour les petites communes de moins 1000 habitants où les taux sont semblables.

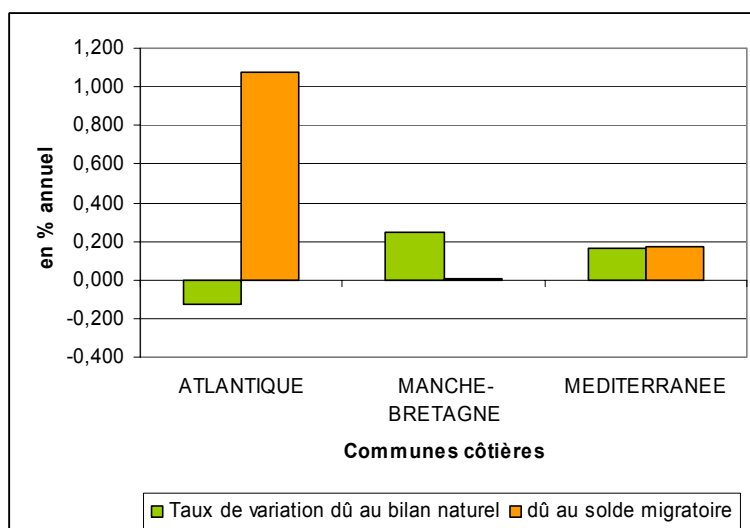
Figure 86 : Evolution de la population entre 1990 et 1999 des **autres communes** par façade maritime



Source : INSEE – RP 1990 et 1999

La spécificité des régions méditerranéennes demeure dans les communes situées à plus d'une heure de la côte. Les taux d'accroissement sont élevés avec des valeurs d'autant plus fortes que les communes sont petites.

Figure 87 : Composantes démographiques de la variation de population entre 1990 et 1999 dans les **communes côtières** par façade maritime

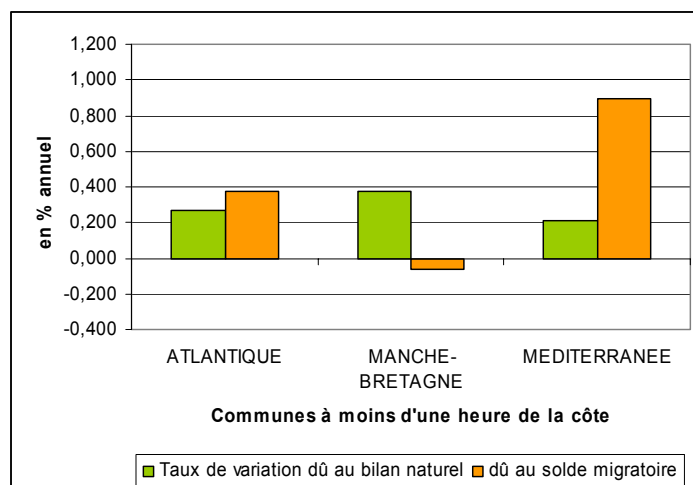


Source : INSEE – RP 1990 et 1999

L'augmentation de la population des communes côtières entre 1990 et 1999 s'explique par une très forte attractivité pour les communes de la façade atlantique. Sur le pourtour de la Manche et en Bretagne, la croissance démographique positive des communes côtières est

alimentée par un excédent naturel, le solde migratoire étant quasiment nul. Autour de la Méditerranée, l'augmentation de population résulte d'un excédent migratoire et d'un bilan naturel positif.

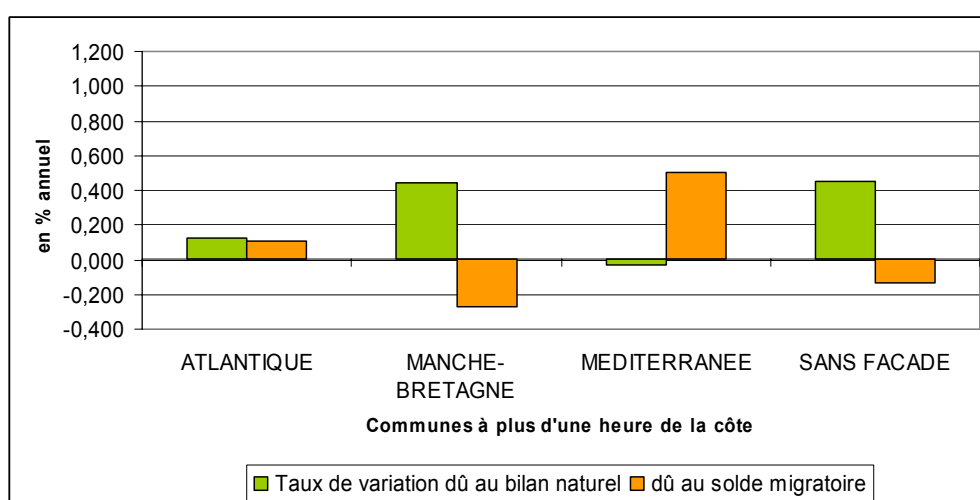
Figure 88 : Composantes démographiques de la variation de population entre 1990 et 1999 dans les **communes situées à moins d'une heure de la côte** par façade maritime



Source : INSEE – RP 1990 et 1999

Dès qu'on s'éloigne du rivage, dans l'arrière pays situé à moins d'une heure de la côte, les communes méditerranéennes se distinguent par une attractivité plus marquée que dans les communes des autres façades. Notamment, l'attractivité des communes atlantiques est moins nette avec cependant un bilan naturel excédentaire alors qu'il est négatif pour les communes côtières. En revanche, les communes de l'arrière pays littoral breton ont un bilan migratoire déficitaire et l'augmentation de population n'est due qu'à un bilan naturel positif.

Figure 89 : Composantes démographiques de la variation de population entre 1990 et 1999 dans les **communes situées à plus d'une heure de la côte** par façade maritime



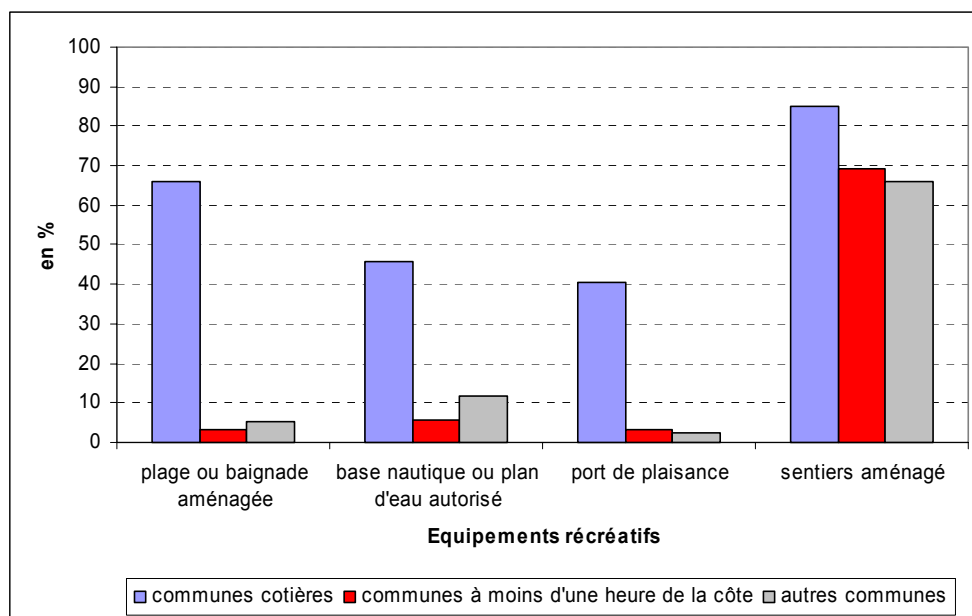
Source : INSEE – RP 1990 et 1999

Dans les autres communes, à plus d'une heure de la côte, l'accroissement de population est alimenté par l'excédent naturel dans les régions sans façade maritime, en Bretagne et dans les régions contiguës à la Manche, le solde migratoire étant négatif. Dans les communes des

régions méditerranéennes, l'augmentation de la population est due à un excédent des arrivées sur les départs, le bilan naturel étant légèrement déficitaire. Dans les régions atlantiques, les communes loin de la mer enregistrent une hausse de leur population alimentée par les composantes migratoire et naturelle.

1.4. Equipements récréatifs

Figure 90 : Part des communes possédant un équipement récréatif en 1998



Source : INSEE – IC 1998

Définition des équipements récréatifs

plage ou baignade aménagée	Plages, ou rivage des rivières, lacs, ou plans d'eau artificiels, ,, qui comportent un aménagement permettant un accès commode et une zone de baignade délimitée, La baignade est, ou non, soumise à surveillance
base nautique ou plan d'eau autorisé	Sites aménagés pour la pratique des sports nautiques (planche à voile, voile, motonautisme, ski nautique, aviron, ...) avec possibilité d'accostage et d'amarrage
port de plaisance	Base nautique comportant un quai avec places et possibilité d'amarrage
sentiers aménagés	Sites aménagés, balisés et tracés : circuits de grande randonnée, itinéraires de petite randonnée, sentiers de promenade

Les communes côtières se distinguent des autres communes avec de très bons taux d'équipements récréatifs. La situation en bord de mer favorise l'installation d'équipement de plaisance et l'aménagement de zones réservées aux activités nautiques. Les sentiers aménagés sont également plus fréquents que dans les autres communes.

2. Les zones de montagne

2.1. Champ géographique

Le zonage montagne : crée par le décret du 23 juin 1961, il permet de classer les communes en zone de montagne d'après leur altitude et pentes (définition unitaire). Plus précisément, la zone de montagne comprend les communes dont le territoire est situé dans une proportion d'au moins 80 % de sa superficie à une altitude supérieure à 600 m au-dessus du niveau de la mer, ou dans lesquelles dénivellement entre les limites altimétriques inférieure et supérieure cultivé n'est pas inférieur à 400 m. Peuvent en outre être classées en zone de montagne, les communes ne répondant pas aux critères ci-dessus d'altitude ou de dénivellement du territoire cultivé, mais dont l'économie est étroitement liée à celle des communes limitrophes satisfaisant aux conditions définies à l'article précédent. La zone montagne est subdivisée en « catégories de montagne » :

- Zone de haute montagne : deux types de zones de haute montagne ont été définis correspondant chacune à des politiques spécifiques :

a) En application des dispositions de 1973 sur l'indemnité spéciale montagne (ISM), une zone de haute montagne bénéficiant d'une majoration de l'indemnité est définie, à l'intérieur de la zone de montagne, par une circulaire du ministre de l'Agriculture datée du 6 août 1979. Cette zone de haute montagne est constituée des communes ou parties de communes dont l'altitude moyenne pondérée est supérieure à 1 200 mètres et dont la densité de cheptel est inférieure à 0,2 unité gros bovins à l'hectare (UGB/ha). Elle n'a été définie que dans les Alpes et les Pyrénées. Elle représente 10 % des communes de montagne et environ 18 % de la surface totale de la zone de montagne pour seulement 7 % de sa SAU.

b) Le décret n° 77-1281 du 22 novembre 1977 approuvant la directive nationale relative à la protection et à l'aménagement de la montagne (1977) dispose que les mesures générales énoncées par la directive (en matière agricole touristique, forestière) doivent être renforcées en haute montagne.

Cette zone est définie comme les territoires situés au-dessus des altitudes suivantes : 800 mètres pour les Vosges ; 1 100 mètres pour le Jura ; 1 600 mètres pour les Alpes ; 1 400 mètres dans les Pyrénées ; 1 200 mètres pour le Massif central ; 1 100 mètres pour la Corse. La loi montagne de 1985 n'a pas repris cette distinction.

- Montagne simple

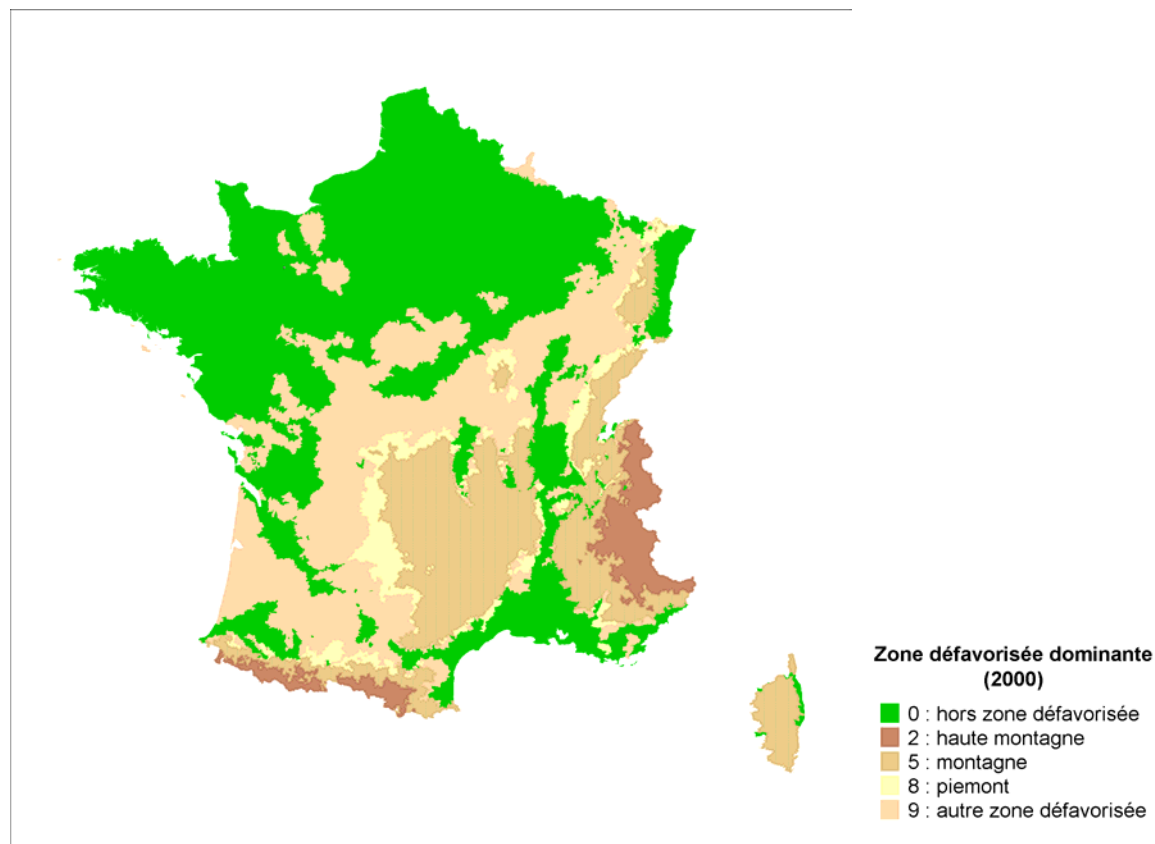
L'appellation "montagne simple" correspond au territoire classé en zone de montagne n'appartenant pas à la catégorie haute montagne.

- Montagne sèche

L'appellation "montagne sèche" correspond la partie de la zone de montagne classée en zones sèches (cf. arrêtée du 27 août 1985 portant classement des communes en zone sèche). Il n'y a pas de critères unitaires de définition de ces zones qui chevauchent les zones de montagne et les zones défavorisées : 2 291 communes ont été classées en zone sèche en 1985, puis 71 communes supplémentaires en 1986 (arrêté interministériel du 12 mars 1986). Au total, les zones sèche représentent 2 362 communes pour 5 475 000 ha de surface totale (environ 10 % du territoire national) et 1 346 000 ha de SAU (4,3% de la SAU nationale). Les trois quarts de ces communes se situent en zone de montagne, les autres étant en zone défavorisée hors montagne. Dans les faits, une pluviométrie insuffisante et/ou des caractéristiques

pédologiques défavorables (terrains calcaires très filtrants par exemple) conduisent au classement.

Figure 91 : Les zones de montagne



Source : SCEES, 2000

2.2. La population des zones de montagne : 5,5 millions de résidents permanents

Tableau 33 : Répartition des communes en zone montagne

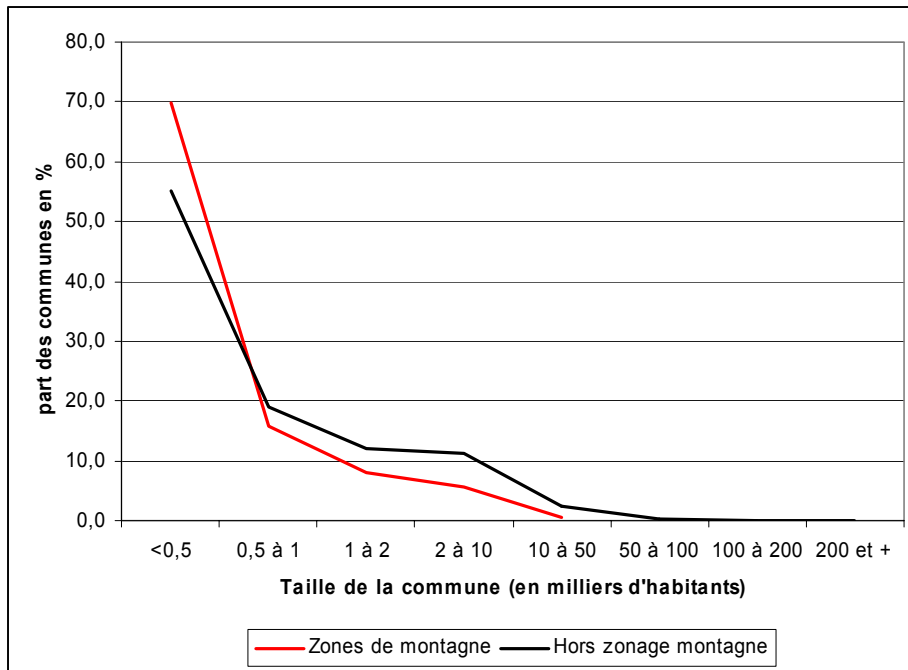
Type de commune	Nombre de commune		Population		Superficie		Densité (hab./km ²)
	en 1999	%	en 1999	%	hectares	%	
Zones montagnes	7 934	21,7	5 551 398	9,5	14 939 039	27,5	37
<i>dont haute montagne</i>	619	1,7	383 703	0,7	2 242 694	4,1	17
<i>montagne</i>	5 527	15,1	4 091 108	7,0	10 190 566	18,7	40
<i>piémont</i>	1 796	4,9	1 079 763	1,8	2 511 697	4,6	43
Hors zonage montagne	28 587	78,2	52 954 303	90,5	39 415 566	72,5	134
France métropolitaine	36 565	100,0	58 518 748	100,0	54 396 540	100,0	108

Source : INSEE – RP 1999 ; SCEES

Le zonage montagne concerne 22 % des communes métropolitaines (7 934) et couvrent 27 % du territoire. Les zones concernées hébergent 5,5 millions de résidents permanents (9,5 % de la population). La densité de population est très faible et elle décroît avec l'altitude.

Les petites communes sont sur représentées dans les zones de montagne : 70 % des communes ont moins de 500 habitants, rassemblant près de 20 % de la population. La part des petites communes dans le reste du pays est de 55 % avec moins de 7 % de la population.

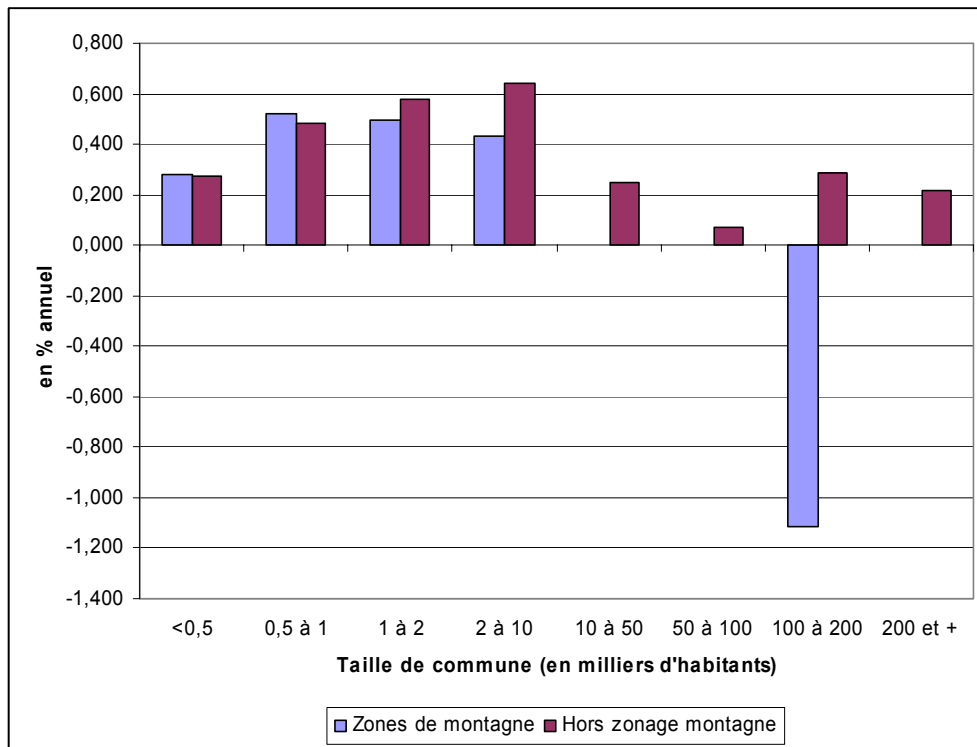
Figure 92 : Répartition des communes selon la tranche de population communale



Source : INSEE – RP 1999

2.3. Evolution de la population des zones de montagne

Figure 93 : Evolution de la population entre 1990 et 1999 selon la tranche de population communale



Source : INSEE – RP 1990 et 1999

Si globalement, la population des zones de montagne augmentent moins vite que celle des autres communes (0,3 % par an contre 0,4 %), l'analyse par taille de communes fait apparaître

un accroissement annuel légèrement plus important de la population des communes de moins de 1 000 habitants.

Tableau 34 : Evolution de la population entre 1990 et 1999 par région

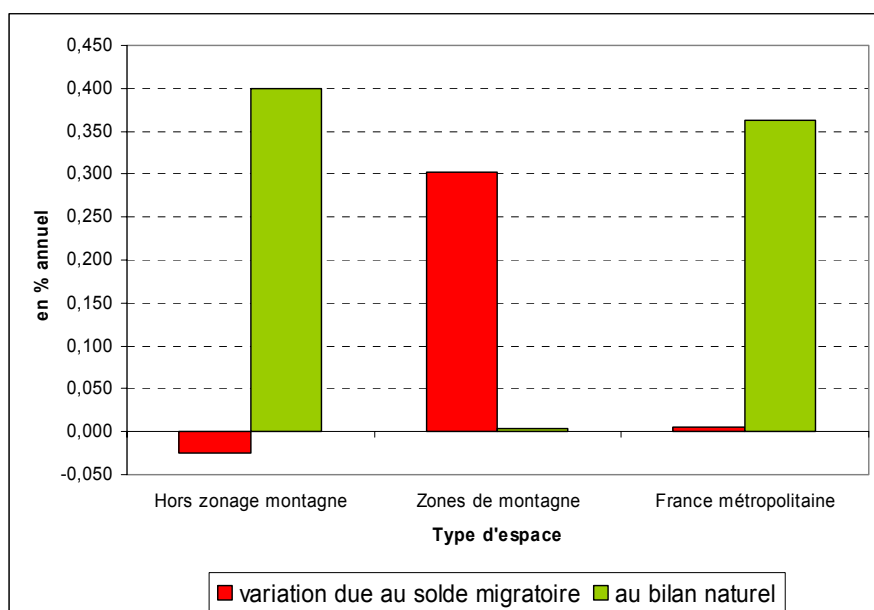
Région	Zones de montagne	Hors zonage montagne	France
Ile-de-France		0,300	0,300
Champagne-Ardenne		-0,045	-0,045
Picardie		0,286	0,286
Haute-Normandie		0,272	0,272
Centre		0,321	0,321
Basse-Normandie	0,227	0,244	0,244
Bourgogne	-0,343	0,016	0,003
Nord-Pas-de-Calais		0,088	0,088
Lorraine	-0,078	0,033	0,022
Alsace	0,575	0,750	0,729
Franche-Comté	0,332	0,146	0,199
Pays de la Loire	-1,140	0,578	0,578
Bretagne		0,432	0,432
Poitou-Charentes		0,309	0,309
Aquitaine	0,052	0,454	0,439
Midi-Pyrénées	-0,149	0,843	0,541
Limousin	-0,341	-0,026	-0,184
Rhône-Alpes	0,622	0,582	0,597
Auvergne	-0,180	-0,041	-0,104
Languedoc-Roussillon	0,176	1,034	0,915
Provence-Alpes-Côte d'Azur	1,059	0,594	0,632
Corse	0,911	0,027	0,429
France métropolitaine	0,307	0,375	0,368

Source : INSEE – RP 1990 et 1999

La différence est également très nette entre région. Les communes classées en zones de montagne perdent des habitants dans les Pays de la Loire, en Bourgogne, dans le Limousin et en Auvergne. La population est stable en Lorraine. En revanche les communes de montagne gagnent de la population dans les autres régions. L'augmentation de la population est même plus élevée dans les zones de montagne, par rapport aux autres communes, en Provence-Alpes Côte d'Azur, en Corse, en Rhône-Alpes et en Franche-Comté.

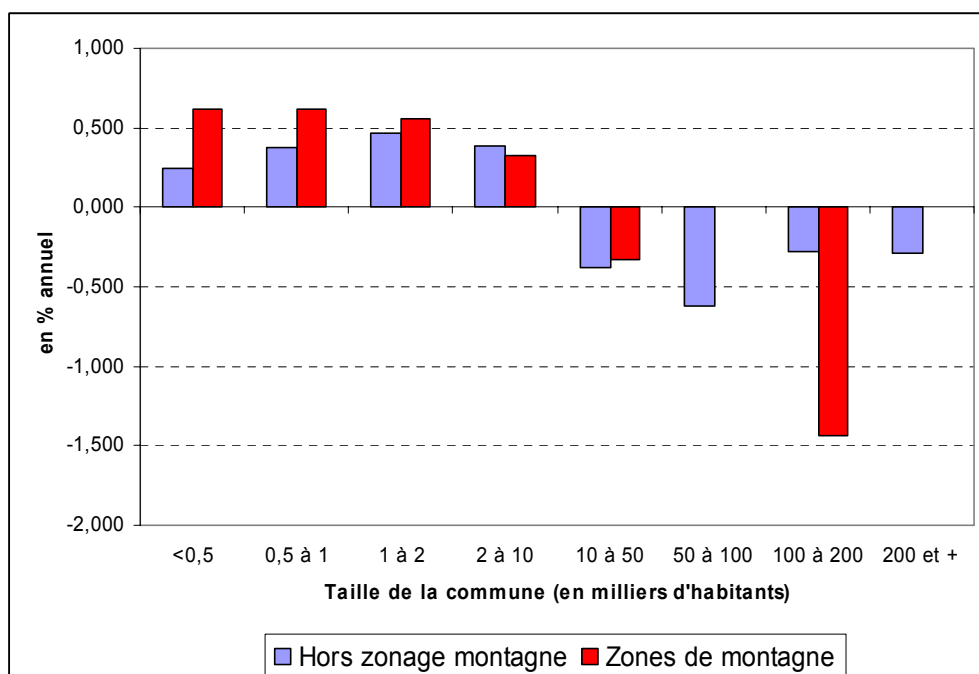
L'augmentation de la population des zones de montagne s'explique par une forte attractivité résidentielle. Les communes de moins de 10 000 habitants ont solde migratoire positif. L'attractivité est même plus forte dans les zones de montagne par rapport aux espaces hors zonage dans les communes ayant moins de 2 000 résidents permanents.

Figure 94 : Composantes démographiques de la variation de population entre 1990 et 1999 par type d'espace



Source : INSEE – RP 1990 et 1999

Figure 95 : Attractivité résidentielle des communes entre 1990 et 1999 selon la taille de population



Source : INSEE – RP 1990 et 1999

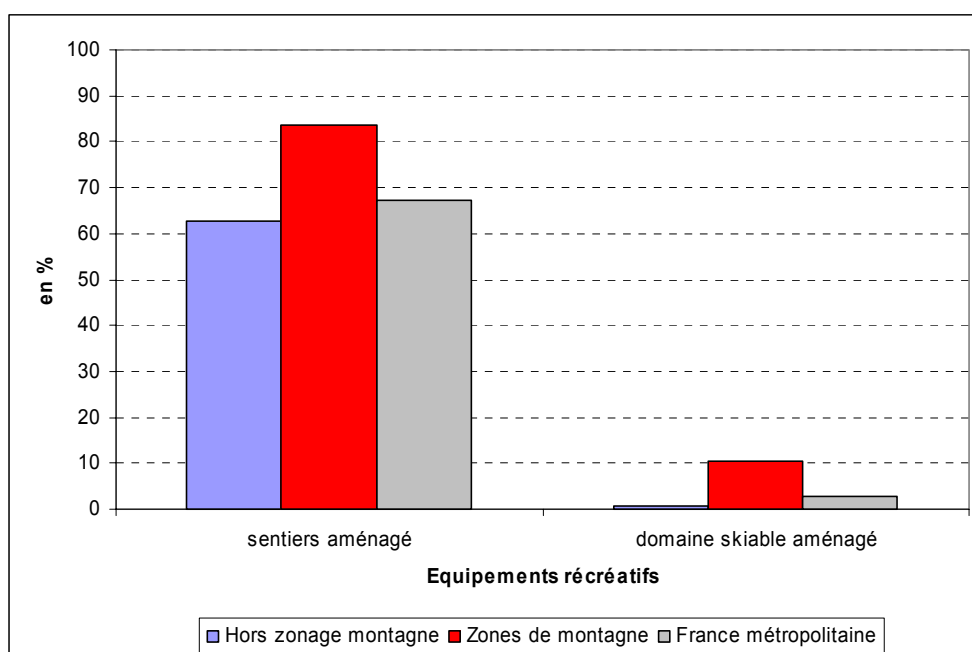
Tableau 35 : Attractivité résidentielle entre 1990 et 1999 par région

Région	Zones de montagne	Hors zonage montagne	France
Ile-de-France		0,300	-0,507
Champagne-Ardenne		-0,045	-0,382
Picardie		0,286	-0,159
Haute-Normandie		0,272	-0,208
Centre		0,321	0,123
Basse-Normandie	0,227	0,244	-0,061
Bourgogne	-0,343	0,016	-0,034
Nord-Pas-de-Calais		0,088	-0,404
Lorraine	-0,078	0,033	-0,315
Alsace	0,575	0,750	0,260
Franche-Comté	0,332	0,146	-0,167
Pays de la Loire	-1,140	0,578	0,211
Bretagne		0,432	0,296
Poitou-Charentes		0,309	0,305
Aquitaine	0,052	0,454	0,423
Midi-Pyrénées	-0,149	0,843	0,489
Limousin	-0,341	-0,026	0,217
Rhône-Alpes	0,622	0,582	0,103
Auvergne	-0,180	-0,041	0,016
Languedoc-Roussillon	0,176	1,034	0,823
Provence-Alpes-Côte d'Azur	1,059	0,594	0,425
Corse	0,911	0,027	0,393
France métropolitaine	0,302	-0,025	0,006

Source : INSEE – RP 1990 et 1999

2.4. Equipements récréatifs

Figure 96 : Part des communes possédant un équipement récréatif en 1998



Source : INSEE – IC 1998

Définition des équipements récréatifs

sentiers aménagés	Sites aménagés, balisés et tracés : circuits de grande randonnée, itinéraires de petite randonnée, sentiers de promenade
domaine skiable aménagé	Sites aménagés balisés autant pour le ski de fond que pour le ski alpin : installation de télésièges, de télécabines, de téléphérique, de téléskis

10 % des communes des zones de montagne possèdent un domaine skiable et 84 % ont un site aménagé pour la randonnée contre 63 % des communes hors zonage de montagne.

Annexe : Calcul des distances routières

Les distances routières utilisées dans ce rapport ont été calculées au CESAER. Cet annexe décrit les grandes lignes du calcul.

A.1. La base de données routières

La modélisation du réseau routier utilise la base de données Route 120, de l'IGN, qui contient les principaux éléments du réseau routier français (autoroutes, routes nationales, routes départementales, etc.). Les éléments de cette base sont décrits par deux niveaux d'information : un niveau géométrique, représenté par un graphe, qui détaille les coordonnées bidimensionnelles de chaque point et la topologie du graphe ; un niveau sémantique qui décrit les propriétés des objets ou des relations entre les objets. Parmi les couches d'information disponibles, nous utilisons : tronçons de route (arcs du réseau), nœuds routiers (sommets), communes (points correspondant aux chefs-lieux), rattachement des communes (distance de rattachement des communes aux sommets du réseau routier), liaisons maritimes et occupation du sol. Les informations contenues dans ces couches sont appareillées afin de construire une matrice contenant en lignes tous les arcs du réseaux (identifiés par leurs sommets d'origine et de destination) et en colonnes les attributs décrivant les arcs (longueur du tronçon en hectomètres, vocation, largeur, sens de circulation, etc.).

A.2. Codage de la vitesse de circulation

Le temps de traversée de chaque arc est dérivé à partir de la longueur du tronçon (avant simplification de la géométrie) et de la vitesse de circulation sur le réseau. Celle-ci est déterminée d'après la vocation de la route (type autoroutier, liaison principale, liaison régionale, liaison locale) et en tenant compte de l'environnement géographique traversé (agglomération, orographie). Les conditions de circulation liées à la gestion du réseau ne sont que partiellement pris en compte (cf. zones urbaines ci-dessous).

Cinq catégories d'environnement sont distinguées. Pour chacune, la vocation du tronçon routier permet de déterminer plusieurs sous-types ayant chacun une vitesse de circulation spécifique :

A l'intérieur de la catégorie **réseau autoroutier**, nous distinguons 2 classes :

- les tronçons autoroutiers à péage limités à 130 km/h pour lesquels la vitesse est fixée à 110 km/h ;
- les tronçons autoroutiers libres et les rocades limitées à 110 km/h pour lesquels la vitesse est fixée à 90 km/h.

Les **zones urbaines** constituent une catégorie spécifique. Cette distinction souligne les conditions particulières du trafic sur ces tronçons (congestion du réseau, présence de feux de circulation, ...). Les zones de ville ont été déterminées selon la délimitation des zones bâties de la couche d'occupation du sol de Route 120. Trois classes sont distinguées :

- les tronçons à quatre voies (rocades, périphériques, ...) en zone urbaine limité à 110 km/h pour lesquels la vitesse est fixée à 70 km/h ;
- les liaisons principales limitées à 50 km/h pour lesquelles la vitesse est fixée à 30 km/h ;
- les autres liaisons limitées à 50 km/h pour lesquelles la vitesse est fixée à 20 km/h.

La catégorie **montagne** comprend les tronçons de route situés en altitude (> 350 m) et présentant une forte déclivité et/ou une sinuosité importante. Les altitudes des nœuds du tronçon sont interpolées par une fonction cubique spline bidimensionnelle à partir d'un

modèle numérique de terrain triangulaire irrégulier (TIN) donnant l'altitude de 53 500 points couvrant la France métropolitaine ; la déclivité est mesurée par la pente séparant les nœuds de début et de fin de chaque tronçon ; enfin, la sinuosité des tronçons est estimée en rapportant le nombre d'inflexions de la polyligne, modélisant le tronçon, à sa longueur kilométrique calculée par l'IGN avant simplification de la géométrie (Planche 1 : Modélisation du relief). Quatre classes sont distinguées :

- les liaisons principales et bretelles limitées à 90 km/h pour lesquelles la vitesse est fixée à 60 km/h ;
- les liaisons régionales limitées à 90 km/h pour lesquelles la vitesse est fixée à 50 km/h ;
- les liaisons locales limitées à 90 km/h pour lesquelles la vitesse est fixée à 40 km/h ;
- les liaisons de rattachement (desserte des communes n'étant pas sur les nœuds du réseau 120) pour lesquelles la vitesse est fixée à 30 km/h.

La catégorie **campagne / plaine** regroupe les tronçons non compris dans les catégories précédentes. Elle est subdivisée en 4 types :

- les liaisons principales et bretelles limitées à 90 km/h pour lesquelles la vitesse est fixée à 70 km/h ;
- les liaisons régionales limitées à 90 km/h pour lesquelles la vitesse est fixée à 60 km/h ;
- les liaisons locales limitées à 90 km/h pour lesquelles la vitesse est fixée à 50 km/h ;
- les liaisons de rattachement (desserte des communes n'étant pas sur les nœuds du réseau 120) pour lesquelles la vitesse est fixée à 40 km/h.

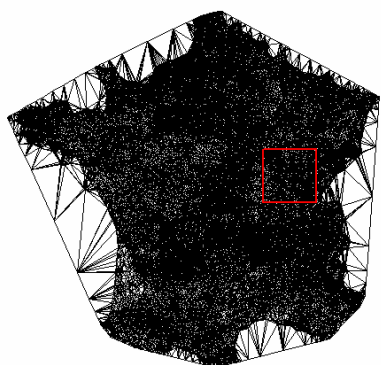
Une cinquième catégorie dénommée **maritime** permet d'assurer la jonction entre le continent et les îles. Elle comprend les lignes de bac et les liaisons maritimes ouvertes aux automobiles et dont les embarcadères de départ et d'arrivée figurent parmi les nœuds routiers de Route 120. La durée de traversée en minute est fournie par l'IGN, les temps d'attente avant embarcation n'étant pas pris en compte.

A.3. Calcul des distances routières

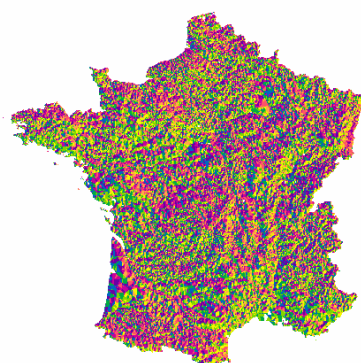
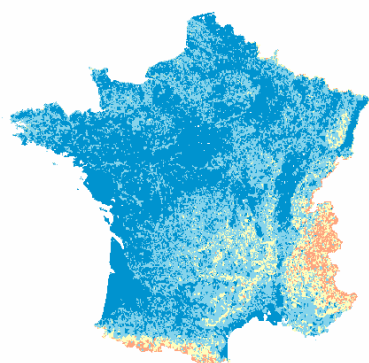
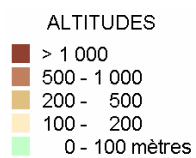
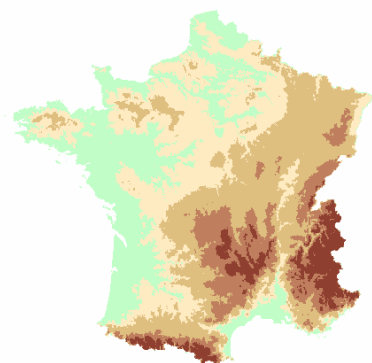
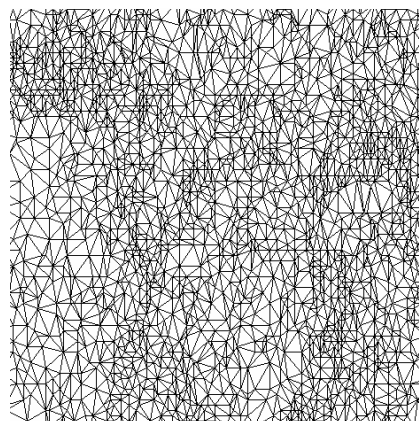
Les distances entre les nœuds du réseau sont calculées par l'algorithme de plus court chemin dû à Dijkstra (1959) et amélioré par Fredman et Tarjan (1987). L'amélioration consiste à utiliser une file de priorité faisant appel à une structure de données modélisée par un *tas de Fibonacci*. Dans sa version initiale, l'algorithme de Dijkstra a une complexité de $O(m + n^2)$ pour un graphe de m arêtes et n sommets. La version avec *tas de Fibonacci* tourne en $O(m + n \log n)$. Ainsi, le temps de calcul est considérablement réduit pour parcourir le graphe modélisant le réseau routier français – 52 000 nœuds et 97 000 arcs- et obtenir les plus courts chemins entre un nœud et l'ensemble des autres nœuds du réseau. Le calcul peut être fait de façon à minimiser la distance routière exprimée en kilomètres ou le temps de trajet exprimé en minutes, les deux solutions aboutissant souvent à des chemins distincts. (Planche 2).

Planche cartographique 1 – Modélisation du relief

a- Polygones de Thiessen



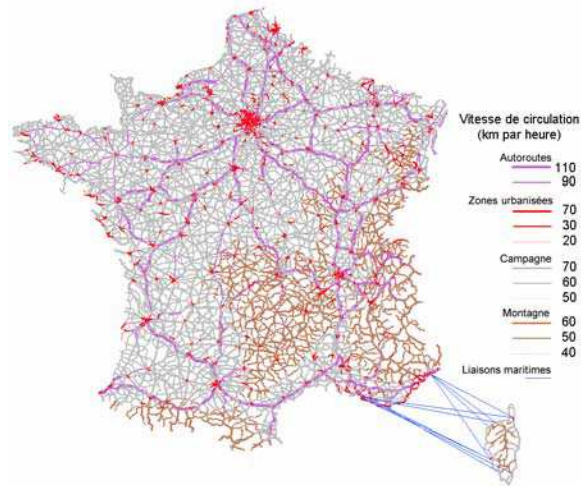
b- Polygones de Thiessen (Détail)



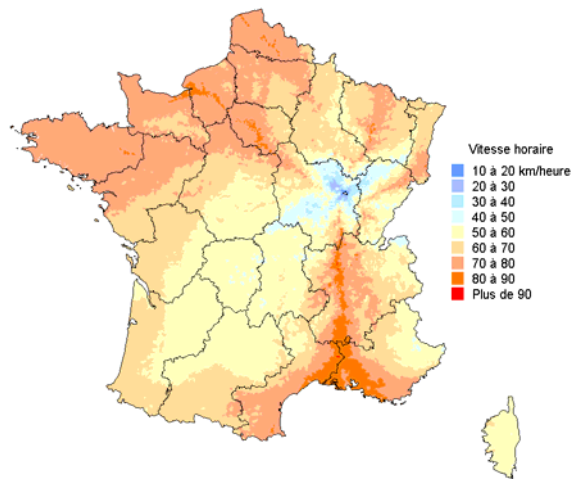
© Copyright 2003, INRA-CESAER d'après Global Gazetteer (Falling Rain Genomics Inc., 1998-2000)

Planche cartographique 2 – Modélisation de la vitesse de circulation

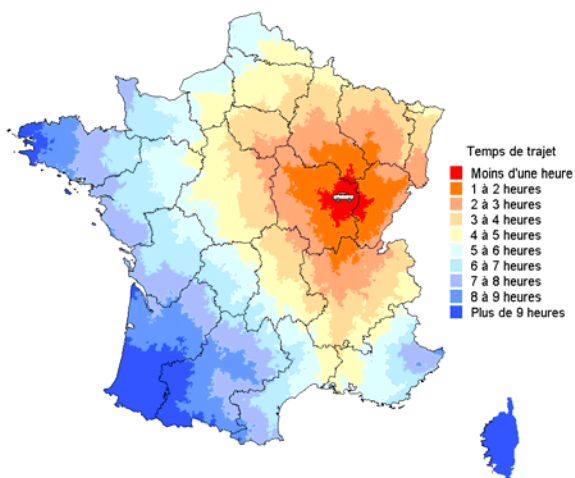
a- Réseau routier et vitesse de circulation



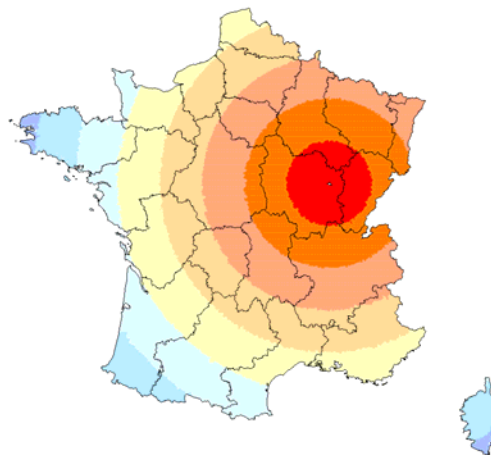
b- Vitesse horaire moyenne depuis Dijon



c- Isochrones depuis Dijon



d- Distance à vol d'oiseau depuis Dijon (100 km)



Chapitre quatre

-

Les prix hédonistes : Logement, Travailleur, Localisation et Climat

Nous appliquons ici la méthode des prix hédonistes, présentée dans le chapitre 1, pour estimer le prix d'attributs du climat, de la localisation sur le littoral et en montagne, ainsi que celui des variables de contrôle introduites dans les régressions.

Nous revenons, dans la première section, sur le modèle théorique qui a été brièvement évoqué précédemment, pour montrer comment le prix des attributs étudiés est capitalisé :

- dans le prix immobilier quand les ménages sont prêts à payer un logement plus cher pour jouir de certaines aménités, ou moins cher là où ils subissent des nuisances,
- et/ou dans le salaire quand le salaire offert par les firmes et demandé par les travailleurs dépend de ces attributs, qui influencent la fonction de production des firmes et/ou la fonction d'utilité des travailleurs/consommateurs.

La section 2 présente la source de données économiques. Il s'agit des enquêtes *Logement* de l'Institut national de la statistique et des études économiques (Insee), qui ont été mises à notre disposition moyennant la suppression de variables (pour préserver l'anonymat) et l'adjonction d'autres variables nécessaires à cette étude, en particulier les attributs climatiques présentés dans le chapitre 2.

La section 3 présente quelques statistiques descriptives, puis la section 4 développe les résultats des estimations faites sur la valeur des logements (loyer et prix d'achat) et la section 5 ceux obtenus dans une équation de salaire.

La section 6 développe les résultats portant sur l'estimation du prix hédonistes d'attributs climatiques (température, pluviométrie, etc.). La section 7 utilise ces résultats économétriques pour calculer des prix synthétiques du climat et en donner des présentations cartographiques. Enfin, la section 8 conclut.

1. Le modèle théorique

1.1. La capitalisation des aménités dans la littérature

1.1.1. L'article séminal de J. Roback

La méthode des prix hédonistes a été exposée sous sa forme moderne par Rosen (1974) et des applications ont suivi 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 ici¹. 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.

Dans le modèle d'équilibre des deux marchés présenté par Roback (1982), le capital et le travail sont mobiles sans coût entre villes, les travailleurs ont les mêmes qualifications et les mêmes goûts. Les firmes sont également identiques, à rendement d'échelle constant, et les aménités locales (elle cite l'exemple de fortes tempêtes de neige) sont susceptibles d'affecter leur productivité. 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 :

$$V(w, r, s) = \bar{V} \quad C(w, r, s) = 1.$$

Ces deux équations déterminent w et r pour un niveau donné d'utilité \bar{V} et une quantité exogène s d'aménité. Dans le cas particulier où les firmes n'utilisent pas de sol, le salaire est déterminé par la seconde équation et, la première permet d'obtenir la rente foncière pour ce niveau de salaire. De plus, si la productivité des firmes ne dépend pas de s , l'aménité est entièrement capitalisée dans les rentes foncières à travers la première équation. Mais il s'agit là d'hypothèses restrictives : dans le cas général, il faut étudier l'équilibre des deux marchés pour déterminer le prix p_s^* de s , qui est égal à sa capitalisation dans la rente foncière moins sa capitalisation dans les salaires :

$$p_s^* = l^c \frac{dr}{ds} - \frac{dw}{ds},$$

où l^c est, chez Roback, la part de la consommation foncière dans le budget des ménages.

1.1.2. Développements ultérieurs

Dans un *Handbook of Regional and Urban Economics*, Gyourko et alii (1999) reprennent cette analyse de façon synthétique. Nous simplifions légèrement leur présentation, en ne considérant qu'une aménité naturelle A (et pas de biens publics locaux ni d'impôts), dans des fonctions Cobb-Douglas. L'indice i désigne un ménage et j une ville. Le ménage maximise une fonction d'utilité Cobb-Douglas U dont les attributs sont un bien composite Z pris comme numéraire, un lot résidentiel S (dont le prix est R) et une aménité A , sous une contrainte budgétaire dont les ressources sont un salaire W et un revenu non salarial I (les migrations alternantes domicile travail se font sans coût, comme chez Roback) :

$$U_{ij} = Z_{ij}^\alpha S_{ij}^\beta A_j^\gamma,$$

$$\text{s/c} \quad Z_{ij} + R_{ij} S_{ij} = W_j + I_i.$$

On en déduit la fonction d'utilité indirecte V :

$$V_{ij} = R_{ij}^{-\beta} A_j^\gamma W_j. \tag{1}$$

¹ Sur cette question, voir en particulier : Brown et Rosen, 1982 ; Epple, 1987 ; Follain et Jimenez, 1985 ; Freeman, 1979.

A l'optimum : $V^* = V_{ij}$.

Les firmes ont une fonction de production Cobb-Douglas, leur productivité pouvant dépendre des aménités. Leur fonction de profit est donnée par :

$$\pi_{ij} = Y_{ij}(A_j) - R_{ij}S'_{ij} - W_jL_{ij},$$

où π_{ij} est le profit de la firme i dans la région j , Y est la production, S' l'input terre et L l'input travail. On obtient la fonction de profit indirect :

$$\Pi_{ij} = W_j^{-\delta} R_{ij}^{-\lambda} A_j^{\phi}. \quad (2)$$

A l'optimum $\Pi^* = \Pi_{ij}$.

Le salaire d'équilibre de long terme est obtenu en tirant R de (1), en le reportant dans (2) et en résolvant en W . La rente d'équilibre s'obtient de la même manière. Pour cette dernière on obtient :

$$R_{ij} = \left(\Pi^* V^{*\delta} A_j^{\phi+\beta\delta} \right)^{\lambda+\beta\delta}.$$

Les dérivées partielles du salaire et de la rente par rapport à l'aménité sont calculables dans le cas de fonctions Cobb-Douglas (les indices indiquent les dérivées partielles) :

$$\frac{\partial W}{\partial A} = \frac{1}{V_W} \left(-V_A + V_R \frac{\Pi_A}{\Pi_R} \right) \left(\text{signe indéterminé} \right) \quad \text{et} \quad \frac{\partial R}{\partial A} = \frac{-\frac{V_A}{V_R} + \frac{V_W}{V_R} \frac{\Pi_A}{\Pi_W}}{1 - \frac{V_W}{V_R} \frac{\Pi_R}{\Pi_W}} > 0.$$

Les valeurs foncières augmentent avec les aménités. Pour les salaires, le signe est indéterminé. Si l'aménité n'affecte pas la productivité des firmes ($\Pi_A=0$), il y a capitalisation négative dans le salaire et positive dans la rente. Si les aménités ont une productivité positive, les rentes augmentent plus que dans le cas précédent et l'évolution des salaires est indéterminée.

Finalement, le prix des aménités est défini comme la somme pondérée de l'effet sur les rentes et les salaires (le coefficient de pondération e est, par exemple, égal à zéro pour des retraités, 1 pour un ménage mono-actif et 2 pour un biactif) :

$$P_A = \frac{\partial R}{\partial A} - e \frac{\partial W}{\partial A}. \quad (3)$$

On peut utiliser ces prix comme poids pour calculer un indice pondéré de la qualité de la vie (QOL) en j lorsqu'il y a plusieurs aménités (indiquées k) :

$$QOL_j = \sum_k P_{Ak} A_{kj}$$

1.1.3. Voies de recherche

Les travaux sur la capitalisation des aménités que nous avons analysés dans le chapitre 1 correspondent le plus souvent à un équilibre partiel sur le marché foncier ou le marché du travail (Hoch et Drake, 1974). Certains raisonnent sur l'équilibre simultané de ces deux marchés (Roback, 1982 ; Hoehn *et alii*, 1987 ; Cragg et Kahn, 1997 ; 1999 ; Maddison, 2001), ou bien étudient l'un d'entre eux en tentant de contrôler les effets du second (Henderson, 1982 ; Maddison et Bigano, 2003 ; Rehdanz, 2004).

Les développements récents de l'économie géographique montrent que l'étude de la capitalisation d'externalités sur un ou deux marché(s) est insuffisante : il faut passer à des équilibres généraux, sur les marchés de la terre, du travail et des biens. En effet, dès lors qu'il y a des économies d'agglomération et que les biens doivent être transportés vers les consommateurs, l'équilibre doit être réalisé simultanément sur les trois marchés, qui sont interdépendants. Les mécanismes cumulatifs habituels de l'économie géographique (économies d'agglomération dues à de grands marchés des biens et du travail, concurrence par la production de variétés, etc.) affectent la localisation des firmes et des travailleurs.

Si les travaux qui font intervenir la taille des marchés sur lesquels opèrent les firmes sont nombreux, nous n'en connaissons pas où les avantages de grands marchés se combinent à des aménités exogènes qui déterminent simultanément le salaire, la rente et le prix des biens. Il n'y a pas non, plus, à notre connaissance, de modèles de prix hédonistes qui fassent intervenir un équilibre général des trois marchés avec des aménités. Ce sont là des pistes de recherche qui restent à explorer.

1.2. Présentation graphique du modèle théorique

Nous adoptons ici une présentation sous forme graphique, qui est plus intuitive qu'une présentation formelle, qui sera faite dans un autre cadre.

Nous partons d'hypothèses très contraignantes, numérotées (H), dont la plupart vont être progressivement relâchées dans le cours de la présentation. Cependant, nous supposons toujours que la productivité des firmes n'est pas affectée par les attributs climatiques des lieux. Malgré l'exemple des tempêtes de neige pris par Roback (1982), il nous semble que, dans un pays au climat tempéré comme la France, les surcoûts ou les économies dus au climat sont négligeables dans la fonction de production des firmes. Certes, les dépenses énergétiques occasionnées par le froid ou la climatisation peuvent affecter les coûts de production mais, au moins dans un premier temps, il nous semble possible de ne pas en tenir compte. Au demeurant, leur introduction ne poserait pas des problèmes particuliers.

Soit un monde économique avec des travailleurs, tous identiques (H1), dont le salaire se fixe sur un marché du travail concurrentiel (H6). Ils sont employés par des firmes, toutes identiques, qui n'utilisent que du travail comme facteur de production (H2), dans une technologie à rendement d'échelle constant (H3). Le salaire est alors égal à la productivité marginale du travail.

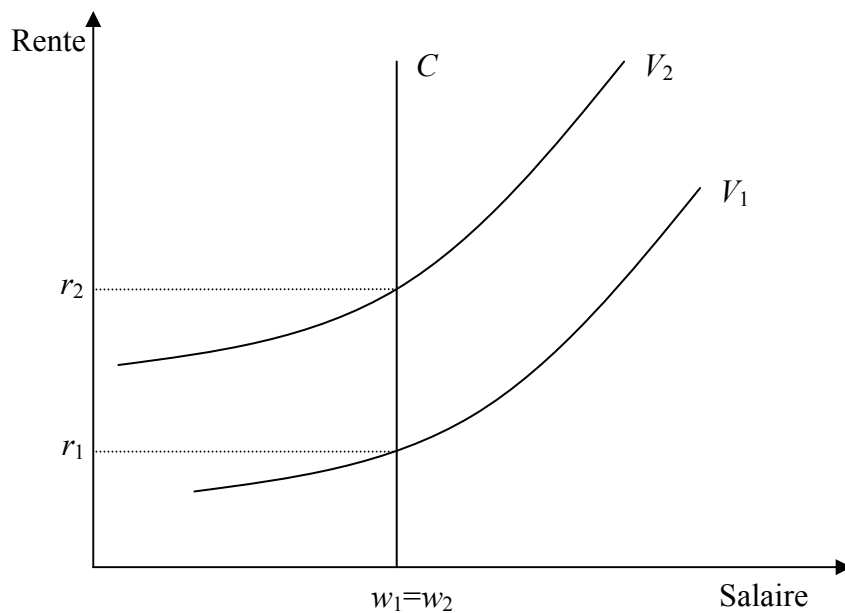
La géographie est constituée de deux régions (ou villes), 1 et 2, où la productivité des firmes est identique (H4) et qui diffèrent par une aménité exogène (pensons au climat), qui est plus abondante dans la région 2 que dans la région 1. Les ménages sont sensibles à cette aménité, mais celle-ci n'intervient pas dans la fonction de production des firmes (la productivité ne dépend pas du climat). Supposons une situation initiale où les travailleurs et les firmes sont répartis en parts égales entre les deux régions. Les firmes occupent un Centre des affaires exogène et punctiforme (H2) autour duquel habitent les travailleurs, qui effectuent des migrations alternantes domicile travail. Les personnes, les firmes et les biens sont mobiles sans coût entre les deux régions (H5).

1.2.1. 1^{er} équilibre : capitalisation de l'aménité dans les rentes

La situation qui vient d'être décrite est instable. En effet, les salaires sont égaux dans les deux régions, de même que les rentes résidentielles à une même distance x du Centre des affaires (populations identiques). Or, l'abondance de l'aménité en 2 incite les travailleurs à migrer vers cette région, qui se distingue par cette seule caractéristique. Ces migrations font augmenter la rente résidentielle, qui capitalise ainsi l'aménité.

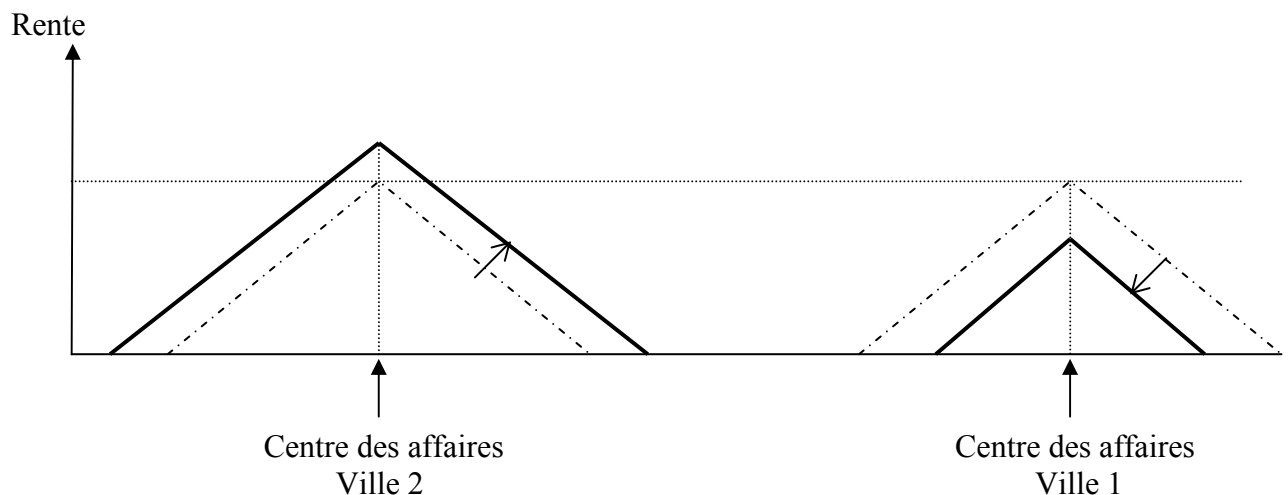
L'équilibre est celui de la figure 97, qui représente l'espace salaire (abscisse) – rente (ordonnée). Le coût des firmes C ne dépend pas de la rente (c'est donc une droite verticale) et l'utilité des ménages est supérieure en 2 (La fonction d'utilité V_2 de la région 2 est au-dessus de celle de la région 1, V_1). La rente foncière capitalise cet effet : à l'équilibre, $r_2 > r_1$.

Figure 97 : Fonctions de rente foncière selon le salaire



La figure 98 montre l'équilibre du marché foncier des deux régions, en portant cette fois en abscisse des distances et en ordonnée la rente foncière. La situation initiale est représentée par les courbes en pointillés et la situation qui tient compte de l'aménité par celles en traits pleins. Nous supposons, pour une meilleure lisibilité du graphique, que les lots résidentiels sont de taille fixe. Dans ce cas, les fonctions de rente foncière sont des droites.

Figure 98 : Fonctions de rente foncière selon la distance à la ville



Du fait de migrations vers la région 2 où les aménités attirent des ménages, la population s'accroît dans cette région et elle diminue dans la région 1 (sur la figure, la population est

proportionnelle à l'intégrale des fonctions de rente). La rente foncière évolue dans le sens indiqué par les flèches.

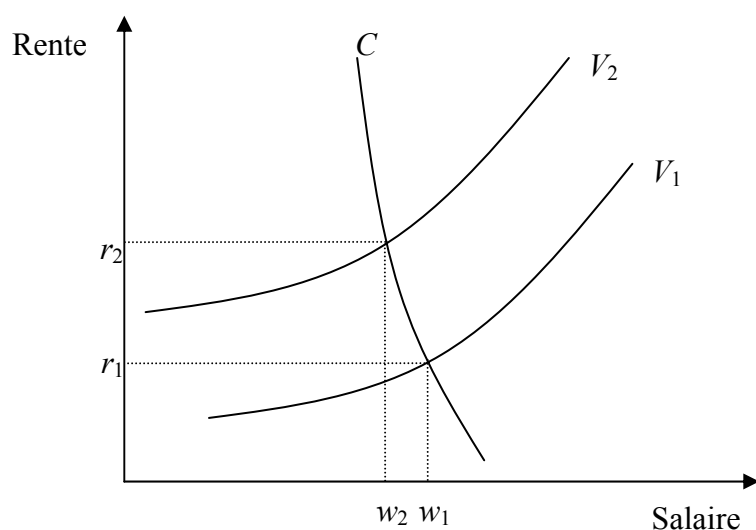
1.2.2. Equilibre avec consommation foncière par les firmes

La situation est différente si les firmes utilisent également la ressource foncière pour la production. Nous remettons donc en cause H2, en supposant qu'il y a deux facteurs de production, le travail et la terre.

Le réalisme du modèle est ainsi amélioré, car la consommation foncière des activités productives est loin d'être négligeable. En effet, l'enquête TERUTI du ministère en charge de l'agriculture permet de calculer que ces activités utilisent 538 900 hectares en 2004 (il s'agit d'utilisation fonctionnelle : 173 000 hectares sont bâtis, le reste est constitué de parkings, pelouses, etc. attachés à ces activités), alors que le logement utilise 2,121 millions d'hectares (dont 559 700 sont bâtis, le reste étant constitué de jardins, pelouses, etc.). C'est donc 20 % de ce total qui est utilisé pour la production et 80 % pour l'habitat. En ajoutant les usages sportifs et de loisirs, qui utilisent 408 500 hectares, la part du non-résidentiel monte à 30 % du total (Agreste, 2005)². Il s'agit là de quantités physiques. Il faudrait également tenir compte de ce que les firmes occupent généralement des positions centrales, ce qui accroît leur part en valeur dans la consommation foncière. Au total, il serait donc irréaliste de négliger l'input terre dans la fonction de production des firmes.

Si la terre est plus chère du fait de migrations des ménages vers la région 2, l'équilibre de production implique de diminuer le salaire : puisque les firmes de la région 2 doivent payer le sol qu'elles utilisent plus cher que dans la région 1, elles doivent payer des salaires inférieurs pour que les profits restent égaux dans les deux régions. Un équilibre s'établit selon les paramètres de l'économie (part de la consommation foncière dans la fonction d'utilité des ménages et la fonction de production des firmes, élasticités de la demande d'aménités et de sol, etc.).

Figure 99 : Fonctions de rente foncière selon les salaires avec consommation de terrain par les firmes

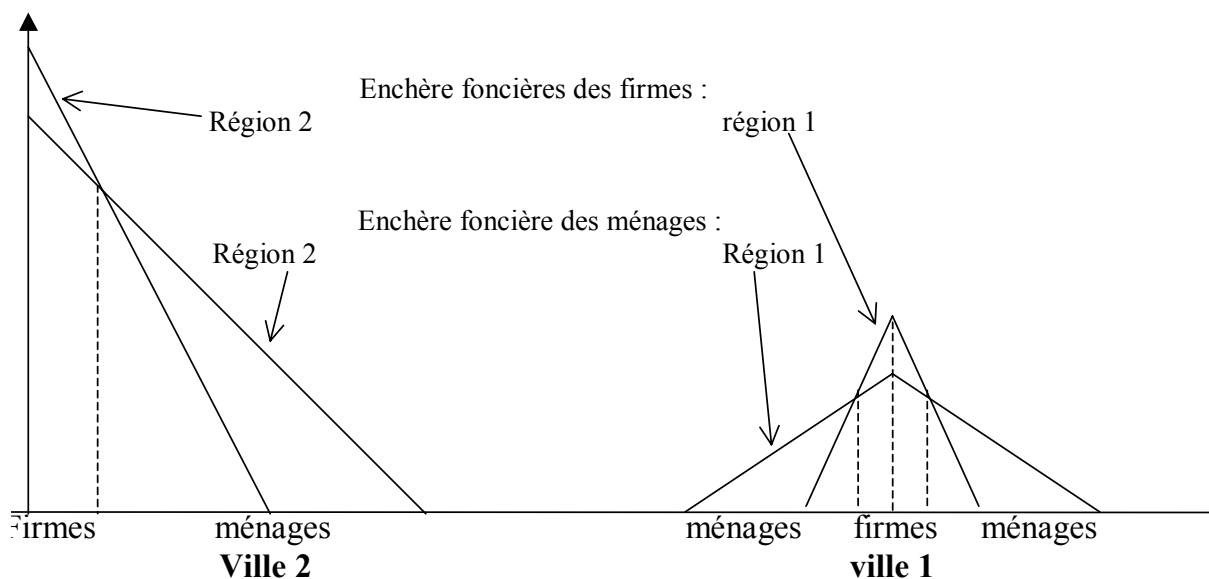


² Nous ne comptons pas les réseaux, qui utilisent 1 449 000 hectares.

La figure 99 illustre cet équilibre, dans une présentation de même type que la figure 97. Du fait de la consommation de terrain par les firmes, la courbe d'isocoût C n'est plus verticale. Les rentes sont supérieures dans la région 2 à celles de la région 1 et les salaires inférieurs.

La figure 100 illustre, comme le faisait la figure 98, les fonctions de rente foncière dans le cas où les firmes utilisent des terrains. Ces dernières ne sont plus concentrées dans un espace punctiforme au Centre des affaires. Pour simplifier la figure, seul l'équilibre final après migration est représenté ; la ville 2 est symétrique de part et d'autre de l'origine.

Figure 100 : Fonctions de rente foncière, avec consommation de terrain par les firmes, selon la distance à la ville



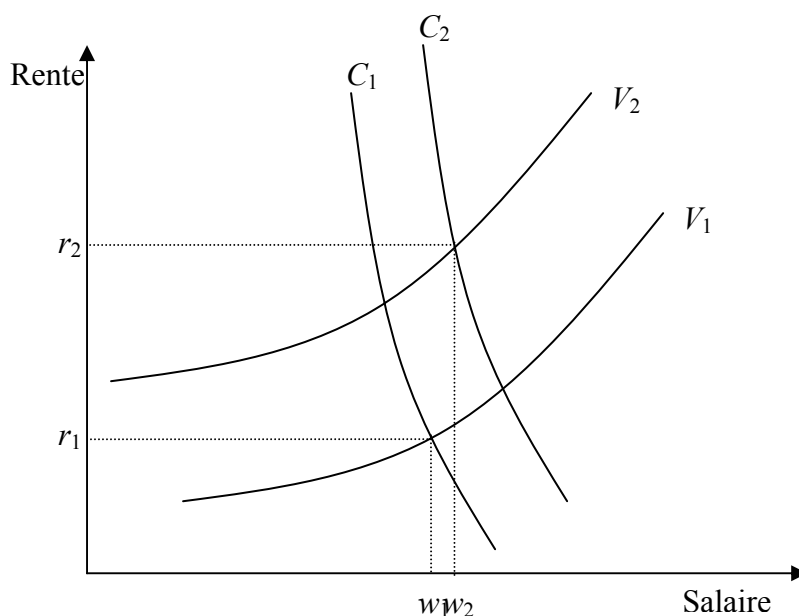
1.2.3. Equilibre avec hétérogénéité exogène de l'espace

Nous supposons maintenant que les firmes ne produisent pas toutes dans les mêmes conditions : dans la région 2, elles ont une productivité différente de celle de la région 1, pour des raisons exogènes. Pensons à l'enclavement rural où à des régions périphériques par rapport aux grands marchés. La caractérisation de « zone défavorisée », ou « de montagne » (cf. chapitre 3) peut permettre d'illustrer cette situation.

Nous remettons donc en cause H4, en supposant que H5 vaut toujours pour les firmes, les travailleurs et les biens, qui se déplacent sans coûts entre les deux régions. En supposant que c'est la région 2 qui est défavorisée par une productivité inférieure à celle de la région 1, les firmes doivent payer les facteurs de production moins chers en 2 qu'en 1 pour maintenir l'égalité interrégionale des profits. Dans ce cas, si H2 vaut (non consommation de sol par les firmes), le marché du travail est modifié dans un sens non ambigu : les salaires baissent. Le marché foncier de la région 2 est soumis à des forces contradictoires, dont la résultante est ambiguë : la baisse du salaire exerce une pression à la baisse sur les valeurs foncières, l'aménité une pression à la hausse. Pour qu'une activité de production se maintienne dans la région 2, il faut que, pour les travailleurs, le niveau de la rente compense le niveau des salaires plus l'aménité. Si ce n'est pas possible, toute la production se délocalise en 1. Si les firmes consomment du sol, la situation sur le marché du travail devient à son tour ambiguë. Les salaires ne baissent pas automatiquement, puisque les entreprises peuvent compenser le désavantage de localisation par des économies foncières si la résultante des forces contradictoires se traduit par une baisse de la rente foncière.

La figure 101 illustre un des équilibres possibles avec consommation foncière par les firmes. Elle représente une situation où la région 2 est favorisée par l'aménité (qui déplace vers le haut la courbe d'isoutilité des ménages) et par sa localisation (ce qui déplace vers la droite la courbe d'isocoût des firmes). Dans ce cas, le salaire et la rente augmentent dans la région 2.

Figure 101 : Fonctions de rente foncière selon le salaire



1.2.4. Equilibre en économie géographique

La remise en cause de H3 (rendements d'échelle constants) et de H5 (nullité des coûts de transport interrégionaux des biens) fait basculer dans un équilibre d'économie géographique avec aménité. Pour ne pas trop compliquer, on va supposer qu'il n'y a pas d'hétérogénéité naturelle exogène pour les firmes : si leur productivité diffère (H4 non vérifié), c'est uniquement dû à des forces d'agglomération endogènes.

Partant de notre situation initiale, les migrations de travailleurs et de firmes de 1 vers 2 créent un grand marché des biens et du travail dans cette dernière région, ce qui, dans une situation de concurrence monopolistique, peut attirer d'autres firmes (selon les forces d'agglomération et le coût de transport). La rente foncière en 2 augmente et l'effet de grand marché fait augmenter les salaires. Les effets de l'aménité et des forces d'agglomération se cumulent. Cependant, la présentation graphique et l'intuition ne suffisent plus à prédire l'équilibre : une formalisation du modèle est nécessaire. Elle sera élaborée dans un autre cadre.

1.2.5. Equilibre avec revenus hors marché du travail (fonctionnaires, retraités)

Supposons que certains travailleurs soient des fonctionnaires, tous identiques, dont le salaire est fixé par l'Etat indépendamment de la région où ils travaillent (remise en cause de H6). Ces « fonctionnaires » sont une métaphore pour désigner les ménages dont le revenu ne dépend pas du marché du travail : les vrais fonctionnaires de l'Etat ou des collectivités territoriales, les smicards et les salaires indexés sur le salaire minimum interprofessionnel de croissance (SMIC), soit, en chiffres ronds, 8 millions de personnes.

Partant de la situation initiale de l'économie que nous avons initialement supposée, les fonctionnaires vont migrer vers la région 2 jusqu'à ce que le renchérissement de la rente

résidentielle compense exactement l'utilité que leur apporte l'aménité plus abondante de cette région. Pour ces fonctionnaires, l'aménité est donc intégralement capitalisée dans la rente foncière. Les travailleurs du secteur privé doivent payer la même rente foncière que celle des fonctionnaires, faute de quoi les propriétaires fonciers leur refuseraient l'accès aux terrains résidentiels tant qu'il y aurait des fonctionnaires prêts à payer ce prix. Pour qu'ils obtiennent la même utilité que les fonctionnaires, il faut que leur salaire soit aussi égal à celui de ces derniers. A ces niveaux de rente et de salaire, il est possible que les firmes ne puissent réaliser le même profit que dans la région 1. C'est ce qui advient automatiquement lorsqu'elles consomment de la terre : elles ne peuvent à la fois payer des salaires identiques en 1 et en 2 et des terrains plus chers en 2 (puisqu'elles doivent s'aligner sur le prix du marché). L'égalité du profit des firmes et de l'utilité des ménages dans les deux régions est impossible : l'équilibre s'établira lorsque tous les fonctionnaires auront migré dans la région 2 (si elle est assez vaste), le reste de la population étant dans la région 1. Cet équilibre est stable, mais il n'est pas efficient. Les pouvoirs publics doivent limiter la mobilité des fonctionnaires, par exemple de façon à ce qu'ils soient en proportion identiques au restant de la population dans les deux régions (remise en cause de H5 pour cette catégorie).

Avec cette règle, les fonctionnaires sont moins nombreux dans la région 2 que s'ils pouvaient librement se déplacer, ce qui limite l'augmentation de la rente foncière qu'ils induisent. Cependant, si les firmes doivent payer le sol qu'elles utilisent plus cher que dans la région 1, elles doivent, pour maintenir des profits identiques dans les deux régions, réduire les salaires. Les travailleurs du secteur privé auront donc des salaires inférieurs dans la région 2 à ceux de la région 1, alors que la rente foncière est plus chère et l'aménité supérieure. Selon les paramètres de l'économie (part de la consommation foncière dans la fonction d'utilité des ménages et la fonction de production des firmes, élasticités de la demande d'aménités et de sol, etc.), un équilibre s'établira. L'utilité des fonctionnaires sera supérieure dans la région 2 à celle de la région 1. Un pseudo-marché de droits à mutation doit réguler leurs autorisations de migration vers la région avec aménité. Leur enchère foncière exerce une pression à la hausse des valeurs foncières et à la baisse des salaires du secteur privé de la région 2.

Les retraités, qui représentent près du tiers des ménages, sont un autre groupe dont le revenu actuel est indépendant du choix de localisation (il dépend d'activités d'une période antérieure), mais qui diffèrent des fonctionnaires, d'une part, par une mobilité que l'on va supposer parfaite, comme celle des travailleurs du secteur privé et, d'autre part, parce qu'ils effectuent moins de déplacements quotidiens vers un Centre des affaires que les travailleurs actifs. De ce fait, ils peuvent occuper des positions plus excentrées par rapport au centre urbain et ils ne sont donc que partiellement en concurrence avec les travailleurs actifs sur le marché foncier.

Si, pour simplifier, nous supposons que tous les retraités décident d'habiter en zone rurale (i.e. au-delà de la zone de migrations alternantes des actifs), ils vont augmenter la rente d'opportunité, égale à celle supportée par le travailleur migrant alternant le plus éloigné du Centre des affaires (dans les figures 98 et 100, les courbes de rente foncière se déplacent toutes vers le haut). Ce renchérissement, toutefois, ne capitalise que partiellement les aménités de la région 2, pour des raisons développées par Cavailhès et Peeters (2005). L'effet des retraités sur le marché foncier est amoindri par rapport à celui des fonctionnaires. Mais, à la différence de ces derniers, leur mobilité n'est entravée que par des imperfections (coûts de déménagement, information imparfaite, etc.).

Les retraités exercent donc, comme les fonctionnaires, une pression à la hausse des valeurs foncières dans la région pourvue d'une aménité abondante. La conséquence sur les salaires est également la même : la présence de retraités dans cette région pousse les salaires dans le sens de la baisse.

1.3. Prédiction

Le modèle théorique qui vient d'être présenté sous forme heuristique à partir de graphiques et d'un raisonnement littéraire permet de tirer un certain nombre de conséquences et de faire des prédictions.

Premièrement, compte tenu de l'importance de la consommation foncière du secteur productif, il est nécessaire de raisonner sur la capitalisation des aménités dans les salaires et dans les rentes. Les résultats économétriques montreront si les salaires sont sensibles à la présence d'aménités³.

Deuxièmement, nous avons mentionné que les fonctionnaires ou les retraités, c'est-à-dire les ménages dont le revenu n'est pas fixé sur le marché du travail concurrentiel, exerçaient des pressions à la hausse des rentes (ce qui est intuitif) et à la baisse des salaires (ce qui l'est moins). Naturellement, si cette relation existe, il ne s'agit pas de lui attribuer une valeur causale puisqu'il s'agit de mécanismes indirects (influence du marché foncier sur les firmes, donc sur le salaire d'équilibre).

Troisièmement, les équations de salaire ne doivent porter que sur les travailleurs dont le salaire se fixe sur le marché du travail, à l'exclusion du secteur public. Il faudrait également exclure les travailleurs payés au SMIC, mais c'est techniquement plus difficile à partir des données que nous utilisons (nous ne l'avons donc pas fait). L'hypothèse que ces travailleurs sont tous identiques (H1) est prise en compte, au moins partiellement, en contrôlant les facteurs individuels de variation renseignés dans nos données (catégorie socioprofessionnelle, âge, diplôme, etc.).

Quatrièmement, les équations de valeurs immobilières doivent, par contre, porter sur l'ensemble du marché. Il est malheureusement impossible de connaître le prix du foncier utilisé par le secteur productif : nous devons supposer que le marché foncier est unifié, c'est-à-dire que les firmes payent le même prix que les ménages, à des facteurs de contrôle près. Les données disponibles concernent non pas la rente foncière proprement dite mais la valeur immobilière (loyer ou prix d'achat de maisons). Le contrôle du bâti, à travers des variables qui le caractérisent, permet, comme en matière de salaire, de se rapprocher de la condition toutes choses égales d'ailleurs.

Cinquièmement, les attributs de l'espace qui se capitalisent dans les rentes et les salaires ne sont pas les mêmes :

- Nous supposons que le marché du travail est unifié pour une région donnée (les emplois sont concentrés au Centre des affaires de cette région), ce qui implique que le salaire d'équilibre est le même pour tous les travailleurs (aux variables de contrôle de leurs caractéristiques personnelles près). Un salarié n'est pas mieux ou moins bien payé s'il habite près ou loin du centre urbain, dans une commune plus ou moins peuplée, ou dotée de caractéristiques particulières⁴. Les facteurs intra-urbains ou intra-régionaux se capitalisent uniquement dans les rentes, comme l'a montré Henderson (1982). Nous attendons, par conséquent, que ces facteurs aient des effets significatifs sur le prix des logements, mais pas sur le niveau des salaires.

³ Dans ce cas, nous attribuons ce résultat à la consommation foncière des firmes. D'un point de vue théorique, on ne peut cependant pas exclure qu'il provienne de la consommation directe d'aménités dans leur fonction de production.

⁴ En particulier, dans une région littorale, la localisation résidentielle intra-régionale d'un ménage ne doit pas être significative dans l'équation de salaire, sauf si le marché du travail est segmenté et que certaines zones littorales constituent un segment autonome (emplois du secteur touristique, port de commerce, etc.).

- Inversement, les avantages/désavantages de productivité des firmes se capitalisent dans les salaires. Une région défavorisée (enclavement, petits marchés du travail et des biens, etc.) doit avoir un salaire d'équilibre inférieur à celui de régions mieux placées, toutes choses égales d'ailleurs. Mais il n'y a pas de raisons pour que cette situation ait des effets sur le prix des logements, sauf si la consommation foncière des firmes est très élevée et qu'elle ait un effet indirect sur les valeurs immobilières résidentielles, via un niveau bas de la rente foncière productive.
- Les caractéristiques personnelles des agents économiques en tant que travailleurs influencent leur productivité, donc leur salaire. Par contre, ces caractéristiques n'influencent pas le loyer ou le prix du logement, sauf à supposer que le marché immobilier est segmenté (interdiction d'opérer de certains types d'agents sur certains segments) ou que les offreurs soient en position de monopole discriminant.
- D'autres attributs peuvent se capitaliser à la fois dans les salaires et les rentes. C'est le cas, par exemple, de la population d'une aire urbaine (ou de son pôle urbain) qui, d'un côté, améliore la productivité des firmes (économies d'agglomération) et, de l'autre, fait augmenter les valeurs immobilières (population à loger plus nombreuse). On attend donc que de telles variables interviennent à la fois dans les équations de salaire et de prix du logement. Nous avons également vu que, du fait de l'équilibre simultané des deux marchés du travail et de la terre, certaines aménités ou nuisances, comme le climat, peuvent se capitaliser dans les deux équations.

Les éléments théoriques qui ont été développés aident donc au choix des spécifications des équations de valeur immobilière ou de salaire qui vont être estimées, et ils permettent de tester si les prédictions théoriques qui en découlent sont ou non réfutées par les données.

2. Données et modèles économétriques

Nous présentons, tout d'abord, les sources de données utilisées, qui conditionnent en partie les modèles économétriques retenus, puis ces derniers et, enfin, les variables.

2.1. Sources de données

Les enquêtes *Logement* de l'Insee de 1988, 1992, 1996 et 2002 sont les bases de données utilisées dans cette recherche. Nous disposons également de l'enquête réalisée en 1984 mais nous ne l'avons pas utilisée car l'échantillon est le même qu'en 1988, aux entrées et sorties près entre ces deux dates. Grâce à une convention avec l'Insee⁵ 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. Elles sont détaillées dans l'annexe 1 et nous y reviendrons également en présentant les variables.

Cette enquête, ainsi complétée, est d'une qualité exceptionnelle pour l'application de la méthode hédoniste. Les caractéristiques du logement sont finement décrites, la composition du ménage est connue sur les plans sociodémographique et économique, l'environnement du logement est renseigné par un grand nombre de variables sur les distances à des équipements publics ou à des services privés, les migrations alternantes, etc. Les personnes appartenant aux

⁵ 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*.

ménages enquêtés sont également recensées (âge, diplôme, profession, sources individuelles de revenu, etc.).

Les limites tiennent aux variables supprimées : ne connaissant pas la localisation géographique précise du logement, il est impossible de tenir compte des autocorrélations spatiales. De plus, l'adjonction de variables renseignées au niveau de la commune ne permet pas de tenir compte de variations intra-communales, qui peuvent être importantes dans les communes-centres des aires urbaines, souvent de grande taille, ou dans les communes littorales (localisation sur le front de mer, etc.).

2.2. Modèles économétriques

2.2.1. 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, qui fournit les observations à partir de 78 791 personnes : la taille de l'échantillon est suffisante pour permettre de n'utiliser que cette seule enquête *Logement* 2002.

Pour nous limiter aux personnes dont le revenu est un salaire fixé sur le marché du travail, nous éliminons les salariés de l'Etat et des collectivités territoriales, les jeunes suivant des études, les personnes n'ayant jamais travaillé, les retraités, les personnes travaillant à leur compte, dans des entreprises unipersonnelles ou comme aides familiaux. Sont également exclus les agriculteurs, artisans, commerçants, chefs d'entreprises et professions libérales. L'échantillon ainsi constitué comporte 20 822 personnes. Les personnes ayant perçu des salaires extrêmes (moins de 1000 et plus de 150 000 euros par an) ont également été exclues. L'estimation a finalement porté sur 20 243 observations.

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 d'intérêt : climat de la commune de résidence, situation par rapport au littoral, aux zones de montagne et autres zones défavorisées.

Cette spécification ne pose pas de problèmes économétriques importants. Il n'y a pas d'endogénéité ou de simultanéité des variables explicatives. La seule d'entre elles qui serait susceptible d'être choisie en même temps que le salaire, qui est la nature de l'emploi salarié occupé, n'a pas été retenue à cause de ce risque de simultanéité (de plus, elle est très corrélée à la catégorie socioprofessionnelle).

Il peut, par contre, exister des autocorrélations spatiales dues à des variables omises partagées par toutes les observations appartenant à un même bassin d'emploi. Pensons, par exemple, aux régions frontalières où une partie des travailleurs actifs se rendent en Allemagne ou en Suisse, à des zones enclavées du Massif central, à des bassins d'emploi ayant connu d'importantes crises industrielles (sidérurgie en Lorraine, etc.).

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 » par la suite. L'appariement a été réalisé par l'Insee. Il permet de connaître l'appartenance à un groupe donné, sans que la localisation de celui-ci soit connue, ce qui permet de respecter l'anonymat des données. 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.

Plus précisément, soit i une transaction du groupe j de la grille. Appelons W_{ij} la variable endogène (qui est le logarithme du salaire), qui dépend d'une matrice de variables explicatives X_{ij} . Le modèle s'écrit :

$$W_{ij} = \beta_0 + \beta X_{ij} + \varepsilon_{ij}. \quad (4)$$

L'ordonnée à l'origine est susceptible de varier d'un groupe à un autre : β_0 devient β_{0j} et l'équation $W_{ij} = \beta_{0j} + \beta X_{ij} + \varepsilon_{ij}$, avec $\beta_{0j} = \beta_{00} + u_{0j}$ où u_{0j} est une variable dépendant de j . (4) devient :

$$W_{ij} = \beta_{00} + \beta X_{ij} + (u_{0j} + \varepsilon_{ij}), \quad (5)$$

où ε_{ij} (niveau individuel) et u_{0j} (niveau de groupe) sont des variables aléatoires supposées indépendantes et normalement distribuées :

$$u_{0j} \sim N(0, \tau_{00}) \quad \text{et} \quad \varepsilon_{ij} \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2).$$

Les groupes qui sont constitués dans la base de données correspondent à un quadrillage régulier de l'espace national, sans pertinence économique. Cependant, nous contrôlons également, comme nous allons le voir, l'appartenance des observations aux types du zonage en aires urbaines et la taille des aires urbaines. On peut donc penser qu'au total, l'introduction d'une ordonnée à l'origine commune à un groupe et de ces variables de contrôle réduit suffisamment les liaisons spatiales entre observations pour qu'il soit possible de les négliger.

2.2.2. Les équations de valeurs immobilières

La question des valeurs immobilières est plus complexe que celle des salaires. Les aspects théoriques doivent être, tout d'abord, brièvement rappelés, avant de s'arrêter aux données et aux équations économétriques.

Pour évaluer le prix hédoniste des caractéristiques d'un logement, en particulier celui des attributs qui nous intéressent (climat, localisation littorale, etc.), nous utilisons la première étape de la démarche de Rosen (1974). Rappelons ses fondements microéconomiques. Un ménage k , qui a des caractéristiques socio-économiques α_k , maximise une fonction d'utilité $U = U(Z, H, \alpha_k)$ en consommant un logement $H(x_1, \dots, x_h, \dots)$, composé d'un ensemble d'attributs x_h intrinsèques (surface, confort, etc.) et extrinsèques (accessibilité, qualité sociale ou environnementale de la localisation, etc.) et un bien composite Z , pris comme numéraire, sous une contrainte budgétaire $W_k = P(H) + Z$, où W_k est le revenu et $P(H)$ le prix du logement. On obtient, par les conditions de premier ordre du programme microéconomique habituel, le prix hédoniste p_h de la caractéristique x_h , égal au taux marginal de substitution de cette caractéristique et du bien composite :

$$\frac{\partial}{\partial x_h} P(H) = \frac{\partial U / \partial x_h}{\partial U / \partial Z} = p_h. \quad (6)$$

Le modèle économétrique correspondant est :

$$E[P(H|_X)] = X\beta, \quad (7)$$

ce qui permet d'obtenir les $\hat{\beta}$ d'où l'on déduit les \hat{p}_h .

La seconde étape de la démarche, que nous n'utilisons pas ici, permet d'estimer les fonctions de demande des attributs x_h selon les prix estimés dans la première étape, le revenu W_k et les caractéristiques α_k du consommateur k :

$$x_h = f_h \left(\sum_{\tau} p_{\tau}, W_k, \alpha_k \right). \quad (8)$$

Cette méthode pose quatre problèmes économétriques principaux :

- Premièrement, le prix des attributs ne varie pas linéairement en leur quantité : dans l'équation (6), p_h n'est pas une constante du fait de coûts fixes de transaction ou de construction. Le choix de la forme fonctionnelle pour modéliser cette non-linéarité de la contrainte budgétaire est une première difficulté (Sheppard, 1999). Elle est souvent résolue par une transformation logarithmique (comme nous le faisons ici) ou de Box Cox du prix $P(H)$. De plus, nous avons discrétisé la surface habitable et celle du jardin, qui sont introduites dans les régressions en déciles, ce qui permet d'ajuster finement la fonction qui les relie à la variable expliquée.

- Pour un bien spatialisé tel qu'un logement, il peut exister des autocorrélations spatiales, ce qui est la deuxième difficulté. Ces liaisons spatiales peuvent avoir plusieurs origines : influence directe d'une transaction sur ses voisines (par exemple lorsque le prix de mise en marché d'un logement dépend des prix observés dans le voisinage), variables omises ou mal mesurées communes à des observations voisines, effets de débordement (par exemple lorsque les biens publics d'une commune sont fréquentés par les habitants des communes voisines). Le plus souvent, ces liaisons spatiales sont contrôlées par l'introduction comme variable explicative de la variable expliquée spatialement retardée ou par une variable de liaison spatiale qui modélise le lien entre observations. Nous ne pouvons utiliser ici une méthode de ce type, puisque, du fait de l'anonymat des données, leur localisation dans l'espace est inconnue. En utilisant un modèle hiérarchique identique à celui présenté pour les salaires, il est possible de prendre en compte des liaisons dues à des variables omises partagées par toutes les observations d'un groupe (pensons par exemple à l'influence de Genève sur les marchés immobiliers des zones jurassienne et alpine contiguës). Les résultats montrent qu'un tel modèle est préférable à une régression classique par les moindres carrés ordinaires. C'est pourquoi il a été retenu. Néanmoins, ce niveau de groupe est moins pertinent en matière immobilière que pour l'équation salariale : il faudrait descendre à un niveau plus fin, jusqu'à celui d'une commune, pour capter d'autres variables omises. Les données ne le permettent pas, puisque la commune de résidence fait partie des variables supprimées de la base de données pour respecter l'anonymat.

- troisièmement, certaines variables explicatives peuvent être endogènes – ou simultanées – du fait du choix simultané du prix du bien et des quantités de ses attributs. Cette endogénéité est, le plus souvent, une conséquence de la non linéarité de la contrainte budgétaire qui conduit le consommateur à choisir simultanément le prix du logement et la quantité de certains attributs. Il faut alors utiliser la méthode instrumentale (Epple, 1987 ; Freeman, 1979). Les résultats montrent que la surface du logement est souvent endogène. Cependant, nous n'avons pas tenu compte de cette simultanéité potentielle, qu'il était difficile d'introduire dans le modèle hiérarchique que nous avons retenu (des modèles statistiques alternatifs sont à l'étude).

- Enfin, pour la seconde étape de la méthode de Rosen, l'identification de la structure de la demande, c'est-à-dire l'estimation de l'équation dérivée de (8), suppose l'apport d'informations supplémentaires, en particulier des prix hédonistes estimés sur différents marchés (Brown et Rosen, 1982). Nous ne mettons pas en œuvre cette seconde étape.

Par ailleurs, les équations économétriques posent des problèmes particuliers, qu'il faut brièvement exposer.

- 1) La variable expliquée est une valeur immobilière, qui peut être soit le loyer soit le prix d'acquisition d'un logement (après une transformation logarithmique). Nous raisonnons séparément sur les deux types de statut d'occupation car il est possible que les variables d'intérêt (en particulier climatiques) ne soient pas capitalisées de la même façon par les locataires et les propriétaires. Tel doit être le cas, par exemple, lorsqu'ils n'ont pas le même horizon de planification de leur décision d'emménagement ou la même préférence pour le présent : le prix hédoniste est, en effet, la capitalisation du flux d'utilité apporté durant chaque période, actualisé par le taux de préférence pour le présent.
- 2) Les logements sont des maisons individuelles ou des appartements. Les attributs diffèrent pour ces deux types d'immeubles : il n'y a pas d'ascenseur dans les maisons individuelles, pas de jardin privé dans les immeubles collectifs, etc. D'autres attributs sont communs mais n'apportent peut-être pas la même utilité. Pensons, par exemple, aux immeubles urbains du XIX^e siècle, qui sont souvent de bonne qualité (immeubles Haussmanniens à Paris, etc.) alors que des maisons individuelles de la même époque peuvent être des bâtiments vétustes. Nous avons réuni les deux segments dans une seule équation, en introduisant des variables d'interactions quand c'était justifié. La logique est la suivante. En désignant par I un vecteur unitaire égal à 1 pour les immeubles individuels et 0 sinon et par C un vecteur unitaire équivalent pour les immeubles collectifs, l'équation générale $P = Xb + \varepsilon$ peut s'écrire :

$$C' P_i + I' P_j = C' X_i b_i + I' X_j b_j + C' \varepsilon_i + I' \varepsilon_j = C' X_i b_i + I' X_j b_j + \varepsilon.$$

Il est ainsi possible de contraindre certains paramètres à avoir la même valeur, par exemple lorsque la théorie économique le commande (le paramètre de la distance, s'il représente le coût des migrations alternantes, peut être contraint à des valeurs identiques dans l'individuel et le collectif). De même, dans le modèle hiérarchique que nous utilisons, l'ordonnée à l'origine u_{0j} , si elle représente des variables omises, doit avoir la même valeur pour les deux segments. Dans d'autres cas, les paramètres auront des valeurs différentes. S'il y a un doute, les résultats statistiques permettront de le lever. Cette logique peut s'appliquer aux variables climatiques car il est possible que certains attributs ne se capitalisent pas de la même façon pour les immeubles individuels et collectifs. On peut penser, par exemple, au froid hivernal qui peut être une nuisance supérieure pour une maison individuelle, dont le chauffage est plus onéreux que celui d'un appartement ; ou bien encore aux chaleurs estivales, qui peuvent être plus supportables dans les logements qui bénéficient de jardins, etc.

- 3) 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* est réalisée, pour trois raisons. La première est l'impossibilité de faire autrement pour les logements en propriété, le prix d'achat n'étant renseigné que pour ces acquisitions récentes. La deuxième est que, pour les logements loués, le loyer et les caractéristiques du logement ont pu changer depuis la signature du bail si celle-ci est ancienne (dégradation du logement ; travaux d'amélioration ; loyer ne suivant pas les évolutions du marché, etc.). La troisième raison est la principale. En prenant en compte l'ensemble des locataires, nous aurions un « biais de satisfaction ». En effet, les ménages qui sont satisfaits du rapport [(qualité, quantité) / prix] pour les biens qui constituent leur logement, ou ceux qui habitent une commune qui leur convient, déménagent plus rarement que ceux qui n'en sont pas satisfaits. En incluant dans l'estimation ces habitants immobiles parce

qu'ils sont satisfaits, on sous-estimerait les prix hédonistes (les résultats statistiques montrent que c'est effectivement ce qui se produit). Inversement, dès lors qu'un logement passe sur le marché immobilier, ou que des migrations intercommunales se produisent, les prix de marché des attributs et des localisations s'imposent aux acheteurs et vendeurs : l'estimation donne les vrais prix hédonistes à partir de l'équilibre de marché.

Il faut donc n'utiliser dans les régressions que les transactions récentes pour obtenir des prix hédonistes sans biais. Cette limitation réduit le nombre d'observations. Afin de raisonner sur un nombre suffisant, nous avons utilisé les enquêtes *Logement* réalisées en 1988, 1992, 1996 et 2002, en empilant les observations et en affectant chaque enquête d'une variable indicatrice pour tenir compte de l'évolution du marché (la référence est 2002). 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.

2.3. Les variables

2.3.1. Equation de salaire

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 les suivantes :

- âge de l'individu (introduit en tranches quinquennales, référence : 35-39 ans)
- Genre (référence : féminin)
- Catégorie socioprofessionnelle (disponible en 42 postes ; des regroupements ont été effectués : cf. infra)
- Taux d'activité (en pourcentage d'un plein temps)
- Contrat de travail (référence : contrat à durée indéterminée)
- Diplôme obtenu le plus élevé (référence : baccalauréat)
- Nationalité (référence : Français de naissance)
- Pays de naissance (référence : né en France).

D'autres variables sont également disponibles, qui n'ont pas été retenues car elles ne doivent pas avoir d'influence sur le salaire : cohabitation, lien avec la personne de référence du ménage, etc.

Trois variables habituellement introduites dans des équations de salaire à la Mincer (1962) sont absentes de la base de données. Il s'agit, tout d'abord, de l'ancienneté dans l'emploi. Son absence introduit un biais pour les travailleurs les plus âgés (car les jeunes ont tous une faible ancienneté) : pour ceux-ci, on risque de conclure que le salaire progresse plus que ce n'est réellement le cas, puisqu'une partie de cette progression s'explique par une plus grande ancienneté dans l'emploi (le sens du biais est donc connu). Deuxièmement, la taille de l'entreprise et/ou de l'établissement employeur est également inconnue. Cependant, on peut distinguer les ouvriers (qualifiés et non qualifiés) selon qu'ils sont employés dans le secteur industriel ou artisanal, ce qui est lié à la taille des firmes ; pour les employés, un emploi dans le secteur commercial est également une indication (plus approximative) de la taille de

l'entreprise. Ces distinctions, introduites dans l'équation, permettent une certaine prise en compte de l'effet de la taille de l'établissement pour les catégories sociales concernées, mais pas pour les catégories supérieures. Enfin, le secteur d'activité est inconnu.

L'absence de ces variables est susceptible d'affecter le paramètre de certaines autres, dans la mesure où elles seraient corrélées (sinon leurs effets sont captés par le terme d'erreur). Cela peut poser un problème, par exemple, pour les emplois de secteurs d'activité industriels, qui sont plus présents dans l'espace à dominante rurale (EDR) alors que le secteur tertiaire est plus urbain. Un paramètre estimé pour l'EDR, lorsque cette variable est introduite dans la régression, capte donc à la fois un effet de « ruralité » et de secteur d'activité. Il n'est malheureusement pas possible de corriger ce biais potentiel. Mais un tel risque existe dans toute régression multiple, du fait de nombreuses variables qui sont inévitablement omises.

Compte tenu de la source de données, qui renseigne des individus non pas à partir d'entreprises, mais à partir de ménages, une différence essentielle doit être soulignée par rapport aux équations de salaire estimées en économie du travail. Dans ce dernier cas, on s'intéresse à l'input travail et à sa rémunération du point de vue de l'entreprise et/ou du travailleur, et non au ménage qui consomme ce revenu. Ici, au contraire, c'est le consommateur qui nous intéresse, pour connaître les externalités qui sont capitalisées dans le revenu qu'il tire du travail. La variable renseignée est le revenu d'origine salariale perçu au cours des douze mois précédant l'enquête *Logement*. Durant cette période, certaines personnes n'ont pas travaillé à plein temps, soit du fait d'un contrat de travail à temps partiel, soit parce qu'elles ont connu des périodes de chômage ou de non travail. L'étude du facteur de production travail (sa productivité, etc.) ou du comportement de l'offreur de travail (son salaire de réserve, etc.) ne peut donc se faire correctement à partir de telles données. Par contre, le comportement du consommateur à partir du revenu salarial qu'il a perçu durant l'année écoulée nous semble pouvoir être bien étudié et c'est ce comportement qui nous intéresse dans l'optique de la capitalisation d'externalités, en particulier climatiques ou touristiques.

Le fait que le salaire soit saisi au lieu de résidence du ménage et non au lieu de travail, comme c'est habituellement le cas en économie de la production ou en économie du travail, ne nous semble pas entraîner de problèmes particuliers, et il constitue même un avantage dans l'optique de l'étude du consommateur de ce revenu.

2.3.2. Les équations de valeurs immobilières

Les variables expliquées sont le logarithme du prix d'achat du logement ou celui du loyer annuel. Les variables explicatives retenues sont celles qui sont présentes dans les quatre enquêtes de 1988, 1992, 1996 et 2002. Il s'agit de :

- Une variable indicatrice valant 1 s'il s'agit d'un immeuble individuel, 0 sinon.
- L'année de l'enquête *Logement* (référence : 2002).
- La surface habitable du logement, en intervalles définis par les déciles et en distinguant les immeubles individuels et collectifs (référence : D4 – D5).
- La superficie du jardin individuel attaché aux logements individuels⁶, en intervalles définis par les déciles (référence : D4 – D5).

⁶ Cette taille est renseignée dans les enquêtes 1992 et 1996. Pour 1988 et 2002, elle est obtenue en déduisant de la taille de la parcelle la superficie totale du logement (i.e. surface habitable et surface des pièces annexes) ; ce mode de calcul ne tient donc pas compte du nombre de niveaux des maisons individuelles, supposé être égal à 1.

- L'équipement sanitaire, somme des salles de bain, des WC et des cabinets de toilette (ces derniers affectés d'un coefficient $\frac{1}{2}$).
- La taille des pièces principales (variable préférable à leur nombre, de manière à réduire la colinéarité avec la surface habitable) ; cette variable est introduite en intervalles définis par les quartiles.
- Le type de chauffage, en considérant que des appareils électriques indépendants, une cuisinière chauffante ou une cheminée (sans autre équipement) constituaient un mauvais chauffage (la référence est donc un chauffage central ou par convecteurs électriques équivalents à un chauffage central).
- La présence d'un garage ou parking.
- La présence d'une cave.
- La présence d'une véranda.
- La présence de cheminée(s).
- L'ancienneté de l'immeuble ; cette variable est introduite sous forme d'un polynôme de degré deux et elle est multipliée par deux variables indicatrices, la première correspondant à la date de l'enquête *Logement* et la seconde aux immeubles individuels ou collectifs. Il s'agit de tenir compte, tout d'abord, d'un effet non linéaire de la date de construction, ensuite du fait que des immeubles neufs peuvent avoir une qualité différente selon la date des enquêtes (de 1988 à 2002), par exemple à cause de progrès des techniques de construction, et, enfin, d'effets différents de l'ancienneté de l'immeuble pour les maisons individuelles et les appartements.
- La date d'arrivée dans l'immeuble de la personne de référence.

D'autres variables étaient disponibles, qui n'ont pas été retenues dans les régressions soit parce qu'elles n'étaient pas significatives (présence d'un grenier, etc.) soit parce qu'elles concernaient spécifiquement un type d'immeuble (présence d'un gardien, etc.) soit parce qu'elles n'étaient présentes que pour certaines années.

2.3.3. Variables spatiales

Les variables suivantes ont été intégrées dans les enquêtes *Logement* (cf. définitions en annexe 1), après discrétisation en tranches pour le respect de l'anonymat :

- 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) et à vol d'oiseau (en kilomètres).
- Population, nombre d'emplois, densité de la population et des emplois de la commune.
- Population et nombre d'emplois de la commune-centre, du pôle urbain et de l'aire urbaine d'appartenance pour l'espace à dominante urbaine (EDU).
- Diverses caractéristiques de la commune de résidence : revenu imposable moyen des foyers fiscaux, répartition de la population en catégories socioprofessionnelles, caractéristiques de l'agriculture, etc.
- Distance à la mer par le réseau routier (en minutes).
- Présence d'équipements de loisirs.
- Typologie des zones de montagne et défavorisées, présentée dans le chapitre 3.

- Variables climatiques, présentées dans le chapitre 2.

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-ci⁷. Cette variable rend compte de mécanismes d'économie géographique : le salaire payé dans une région dépend de l'indice général des prix de celle-ci et de la taille du marché.

3. Statistiques descriptives

Les estimations économétriques des sections suivantes ne retiennent que les ménages emménagés récents (au plus 4 ans) pour les locataires ou acquéreurs récents pour les propriétaires. Pour la justification de cette limitation du champ, se référer à la section 2.2.2. Le tableau 36 indique les statistiques descriptives pour les logements entrant dans ce champ.

Tableau 36 : Statistiques descriptives des logements

Caractéristiques des logements et de l'environnement								
statut d'occupation	locataires				propriétaires			
	individuel		collectif		individuel		collectif	
type d'immeuble	mo	écart-typ	mo	écart-typ	mo	écart-typ	mo	écart-typ
Prix (loyer ou prix d'achat) 1988 (€)	365	185	379	193	92676	46630	83945	55045
Prix (loyer ou prix d'achat) 1992 (€)	428	214	416	198	107527	58962	111240	70022
Prix (loyer ou prix d'achat) 1996 (€)	458	221	426	182	106258	58647	109500	66693
Prix (loyer ou prix d'achat) 2001 (€)	496	202	440	176	120824	61489	107846	62317
Surface habitable (m ²)	88	32	55,0	24	111	39,0	73,44	24,28
jardin (m ²) (individuel)	417	766			939	1184		
nb salles d'eau	1,1	0,42	1,0	0,31	1,25	0,6	1,12	0,43
chauffage central (%)	48		55,0		54		73	
garage ou parking (%)	65		34,0		83		54	
cave (%)	40		53,0		45		78	
veranda (%)	3		1,0		5		2	
cheminée(s) (%)	0,21		0,0	0,12	0,39			
âge immeuble (années)	5,81	3,94	5,2	3,84	3,18	3,1	5,09	4,18
nombre d'étages de l'immeuble (si > 0)			4,2	3,33			5,09	4,06
revenu imposable commune	23462	18855	26517,0	35541	24498	25028,0	26346	23992
densité de population de la commune	915	1670	3860,0	2531	1080	1816,0	4348	2329
taux de chômage de la commune	12	5	14,0	4	11	5,0	13	4
journées forte chaleur estivale	5,91	3,37	5,0	3,38	5,44	3,1	4,85	3,32
température moyenne en été	19,59	1,56	20,0	1,38	19,41	1,4	19,92	1,43
nombre de jours de pluie en hiver	10,52	1,8	9,9	1,61	10,6	1,6	9,86	1,57
nombre de jours de brouillard en hiver	4,78	1,61	4,7	1,58	4,89	1,6	4,87	1,51
vitesse du vent en été	3,61	1,02	4,1	1,42	3,68	1,0	4,16	1,39

⁷ La valeur plancher des aires urbaines a été attribuée à l'espace à dominante rurale.

Localisation spatiale des logements

statut d'occupation type d'immeuble	locataires		propriétaires	
	individuel %	collectif %	individuel %	collectif %
Espace à dominante rurale (EDR)	26	5	18	1
EDU, pôle < 30 000 habitants	12	4	8	3
EDU, pôle 30-50 000 habitants	7	4	6	3
EDU, pôle 50-100 000 habitants	11	8	10	6
EDU, pôle 100-200 000 habitants	8	10	9	8
EDU, pôle 200-500 000 habitants	11	17	11	14
EDU, pôle 500 000 à 1 M habitants	7	12	7	11
EDU, pôle 1-3M habitants	4	7	6	9
EDU, pôle Paris	7	30	16	45
commune d'un pôle urbain	47	91	48	96
commune périurbaine	21	4	27	3
commune multipolarisée	6	1	7	0
commune d'un pôle rural	7	3	5	1
population commune < 500 habitants	9	1	11	0
population commune 500-2500 habitants	32	4	30	2
population commune 2,5-10 K-habitants	29	11	28	7
population commune 10-20 K-habitants	9	10	11	13
population commune 20-50 K-habitants	11	22	11	30
population commune 50-200 K-habitants	8	28	7	26
population commune 200-500 K-habitants	2	13	1	10
Paris	0	11	1	12
< 5 minutes littoral	8	8	7	9
5 à 15 minutes littoral	4	1	3	1
port	10	8	9	5
pistes de ski	1	0	1	1

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

Une analyse détaillée du parc de logement a été faite pour la période 1984-1996 par Cavailhès et Goffette-Nagot (2001). Dans la mesure où il existe un large recouvrement avec la période retenue ici, nous n'y reviendrons pas en détail. L'accent sera mis sur les variables présentes dans les régressions.

Sur le champ retenu, les enquêtes logement (1988, 1992 1996 et 2001) comptabilisent 25947 logements, en représentant 18 millions. Nous allons analyser ces données en les répartissant en 4 groupes, selon le statut de l'occupant (locataire ou propriétaire) et le type de logement (maison individuelle ou appartement d'un immeuble collectif). Certaines variables, comme le loyer, n'ont de sens que pour les locataires, d'autres ont des valeurs très dissemblables entre les maisons individuelles et les immeubles (surface du logement...).

Le nombre de logements. Sur les 18 millions de logements, 10 sont loués et 8 occupés par les propriétaires (la proportion de propriétaires est inférieure à celle de l'ensemble du parc, du fait que ces logements ont un taux de mise en marché inférieur à celui des logements locatifs). Trois quarts des logements loués sont des appartements et un quart des maisons ; la proportion est inverse pour les logements habités par les propriétaires.

Après une hausse régulière, les maisons louées sont 1,34 fois plus nombreuses en 2001 qu'en début de période, mais la progression du nombre d'appartements est plus importante, puisqu'elle atteint 53 %. La progression est très différente pour les logements en propriété : les années 1992 et 1996 sont relativement peu représentées.

Le prix et les loyers. Sur le marché vénal, le prix des maisons individuelles dépasse celui des appartements de 10000 euros environ, mais lorsqu'on rapporte cette valeur à la surface habitable, elle est de 300 euros au mètre carré inférieure. Ce qui s'explique par la localisation plus souvent urbaine des appartements (Cavailhès et Goffette-Nagot, 2001).

Le prix des maisons était, en moyenne, de 93000 euros en 1988 et de 120000 en 2001, soit une progression de 30 %, qui a eu lieu en 3 étapes : forte progression entre 1988 et 1992, puis stagnation entre 1992 et 1996, puis reprise de la hausse entre 1996 et 2001. Le prix au mètre carré connaît une progression plus heurtée, puisque entre 1992 et 1996 les prix ont baissé (nous verrons que la taille des maisons a augmenté durant ces 4 ans).

La progression du prix des appartements est identique sur l'ensemble de la période, puisqu'il est passé de 84000 à 108000 euros de 1988 à 2001. Il est à noter que le décrochement a eu lieu entre 1988 et 1992, suivi d'une légère baisse. Le profil du prix au mètre carré est semblable, la surface évoluant peu.

Caractéristiques des logements : les surfaces, le nombre de pièces. Les appartements sont plus petits que les maisons individuelles d'une trentaine de mètres carré, en moyenne, et les locataires habitent dans des logements de 20 mètres carré de moins que les propriétaires (mais il faut noter que la taille de leur famille est inférieure). On observe donc une différence moyenne de 50 mètres carré entre les locataires d'appartement et les propriétaires de maison individuelle.

La surface habitable moyenne des maisons en propriété passe de 107 mètres carré en 1988 à 114 mètres carré en 2001, tandis que leur taille médiane passe de 100 mètres carré à 107 mètres carré durant la même période. Aucune progression n'est notable pour celles en location, environ 88 mètres carré en moyenne et 85 mètres carré en valeur médiane. Les appartements en propriété perdent 2 mètres carré (72 mètres carré en 2001), ceux en location un tout petit peu plus, 3 mètres carré.

Les terrains des maisons individuelles (ceux des immeubles sont trop rares pour être considérés) sont deux fois plus grands pour les propriétaires, 1000 mètres carré au lieu de 500 mètres carré pour les locataires.

Le confort. Il n'y a pas de différence importante dans le nombre moyen de salles d'eau entre les 4 groupes : les appartements en ont un peu moins que les maisons individuelles (1,03 contre 1,10 pour les locataires et 1,12 contre 1,25 pour les propriétaires). Les douches sont plus courantes dans les maisons (0,35 contre 0,29 chez les locataires et 0,33 contre 0,24 chez les propriétaires). C'est une évolution récente, puisque les locataires de maison individuelle avaient en moyenne 0,28 salles munies de douches en 1988 et 0,41 en 2001. Ceux d'appartement avaient le même nombre de douches en début de période mais 0,07 de moins en 2001. L'évolution est encore plus marquée et contrastée pour les propriétaires : le nombre moyen de douches par logement fait plus que doubler pour les maisons individuelles (0,20 à 0,44) et il passe de 0,17 à 0,31 pour les appartements.

Les cheminées, dont l'importance sera soulignée dans la partie économétrique, concernent 40 % des propriétaires et 20 % des locataires de maison individuelle.

Trois quarts des propriétaires disposent d'une place de parking, d'un box ou d'un garage. Moins de la moitié des locataires sont dans ce cas. La différence entre individuel et collectif est évidemment sensible : 80 % des propriétaires de maison (et 65 % des locataires) ont un garage ou parking, contre seulement 55 % des propriétaires d'appartement (et 35% des locataires). Les propriétaires ont plus souvent une véranda (7% des propriétaires de maison contre 4 % des propriétaires d'appartement). 80 % des appartements en propriété disposent de caves ; elles ne sont présentes que chez la moitié des locataires d'appartement. La différence est moindre pour les maisons individuelles (respectivement : 45 et 40 %).

En ce qui concerne le chauffage, la principale différence concerne les appartements : 29 % des appartements loués disposent d'un chauffage électrique et 58 % d'un chauffage central, contre 18 % des appartements en propriété pour le chauffage électrique et 73 % pour le

chauffage central. Ce n'est pas le cas des maisons : 30 % sont chauffées électriquement et 50 % bénéficient d'un chauffage central.

Les gens. La personne de référence du ménage est plus âgée lorsqu'elle est propriétaire que locataire : 42 ans contre 34 ans ; il n'y a pas de différence d'âge moyen entre les acquéreurs de maison individuelle et ceux d'appartement. Par contre, si les 10 % les plus âgés ont plus de 60 ans chez les acheteurs de maison individuelle, ils ont plus de 67 ans chez les acheteurs d'appartement. A l'opposé, les plus jeunes sont légèrement plus jeunes. Quand on achète un appartement, on est soit relativement vieux (on recherche la proximité des services aux personnes), soit plutôt jeune (on recherche une vie culturelle, plus présente en milieu urbain).

Un ménage propriétaire de son logement a 0,6 enfant de plus qu'un ménage locataire (1,2 contre 0,6), ce qui est cohérent avec la différence d'âge moyen. Quand on a des enfants, on a également plus tendance à habiter en maison individuelle (1,07 contre 0,40 enfant par ménage pour les locataires, 1,40 contre 0,68 pour les propriétaires).

Les propriétaires ont en général un diplôme correspondant à moins d'années d'études que les locataires (ils sont 72 % à avoir un diplôme « inférieur ou égal » au baccalauréat, 67 % des locataires sont dans ce cas). Mais il n'y a guère de différence de niveau de diplôme entre les locataires et les propriétaires, par exemple un tiers des logements individuels, qu'ils soient en location ou en propriété, sont occupés par des gens ayant un CAP, un BEP ou un diplôme de niveau similaire ; 20 % des appartements sont occupés par des gens ayant la même caractéristique, qu'ils soient en location ou en propriété.

4. Résultats : valeurs immobilières

Les résultats d'ensemble pour les valeurs immobilières sont renseignés dans le tableau 37.

Tableau 37 : Résultats d'ensemble, immobilier

	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

Tableau 37 : 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

Tableau 37 : Résultats d'ensemble, immobilier (suite et fin)

	locataires paramètre	t	propriétaires 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

Les variables explicatives retenues sont assez nombreuses, pour deux raisons. Il s'agit, d'une part, de contrôler les attributs du logement et de la localisation présents dans la base de données afin que leurs effets ne soient pas captés par des variables d'intérêt, attributs

climatiques en particulier. D'autre part, les évaluations du prix hédoniste de ces attributs sont intéressantes en elles-mêmes. En effet, il n'y a pas beaucoup de travaux qui soient réalisés en France par la méthode hédoniste, si bien que les résultats pouvant servir de référence pour des décideurs, d'autres chercheurs, etc., font défaut.

Les variables des deux équations sont identiques, hormis quelques légères modifications pour les attributs climatiques (de ce fait, les paramètres peuvent ne pas être significatifs dans quelques cas). D'autres variables n'ont pas été retenues parce qu'elles n'étaient significatives dans aucune des deux équations. C'est ainsi que, d'une part, le nombre d'emplois n'apporte pas d'information supplémentaire à celle de la population et que, d'autre part, que le revenu imposable a été préféré à la composition sociale de la commune car il présente l'avantage d'être synthétique et il est couramment utilisé dans la littérature internationale sur les prix hédonistes.

4.1. Les attributs intrinsèques des immeubles.

Les immeubles individuels donnent aux logements correspondants (i.e. les maisons individuelles) une valeur supérieure aux logements d'immeubles collectifs (i.e. les appartements), qui est de 1520 € annuels (± 564 €/an⁸) pour les locataires (soit près de 30 % du loyer) et de 11310 € (± 15370 €, valeur significative au seuil de 10 %) pour les propriétaires (10 % du prix d'acquisition). Cet attribut capte les effets de variables absentes de la régression, qu'il s'agisse du goût – subjectif – pour la maison individuelle ou d'attributs – objectifs – différents pour les deux types d'immeubles. Ces variables omises ne jouent pas des rôles identiques pour les logements en immeubles collectifs et individuels et leur fréquence n'est pas la même pour les occupants propriétaires et locataires, ce qui ne permet pas une comparaison stricte des résultats obtenus.

La surface habitable est un attribut qui contribue fortement à l'explication du prix d'un logement. C'est pourquoi nous l'avons introduite dans les deux régressions – selon que le statut d'occupation est en propriété ou en location – en distinguant, d'une part, chaque décile de la distribution (pour prendre en compte la non linéarité de la liaison prix – quantité) et, d'autre part, les immeubles individuels et collectifs. La figure 102 indique les résultats pour le prix global de la surface habitable. Des indices sont portés en ordonnées, la valeur 100 correspondant au loyer ou au prix d'achat des observations comprises entre D4 et D5 de surface habitable. Rappelons que les valeurs de 1988, 1992 et 1996 ont été exprimées en euros 2002 en utilisant l'indice des prix du PIB comme déflateur.

L'intervalle D4-D5, qui est la référence pour chaque catégorie, correspond à des surfaces habitables très différentes : 46 m² pour les locataires en appartements et 69,5 m² pour les propriétaires de ce type de logement, contre 81,7 m² pour les logements individuels en location et 100 m² pour ceux en propriété. Cela explique la position relative des quatre groupes de points. Par rapport à cette valeur médiane, la dispersion est plus forte pour les logements en immeubles collectifs que pour les maisons individuelles, particulièrement pour les propriétaires.

La figure 7 indique le prix unitaire par mètre carré de surface habitable. Il a été obtenu avec un polynôme de degré 3 qui épouse assez bien la distribution. Au point médian, le prix d'un mètre carré de surface habitable est de 103 € de loyer annuel pour les locataires en immeuble individuel et également de 103 € de loyer annuel pour ceux en immeuble collectif. 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

⁸ Nous indiquons, pour certaines variables, l'intervalle de confiance à 95 %.

par ailleurs pour la France. Cavailhès *et al.* (2006) obtiennent, pour la région dijonnaise, un prix hédoniste de 1372 €/m² (1,4 % du prix d'une maison). A partir de l'enquête *Logement* de 1996, Cavailhès (2005) obtient pour la France entière un prix hédoniste moyen de 61 €/an/m² pour les locataires, correspondant à 1,3 % du loyer annuel, valeur sensiblement inférieure aux nôtres. Le prix d'un mètre carré supplémentaire 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.

Figure 102

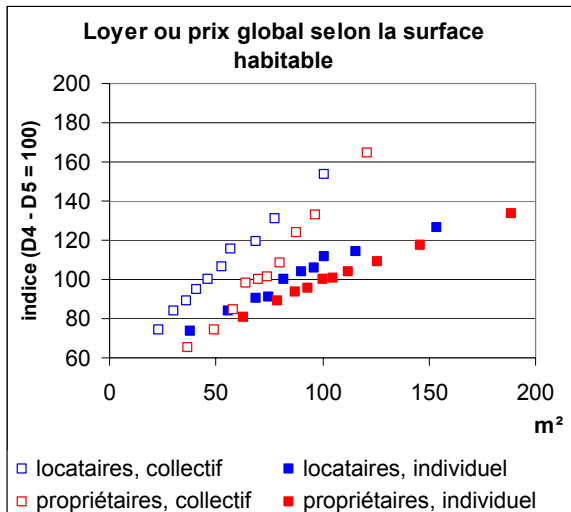
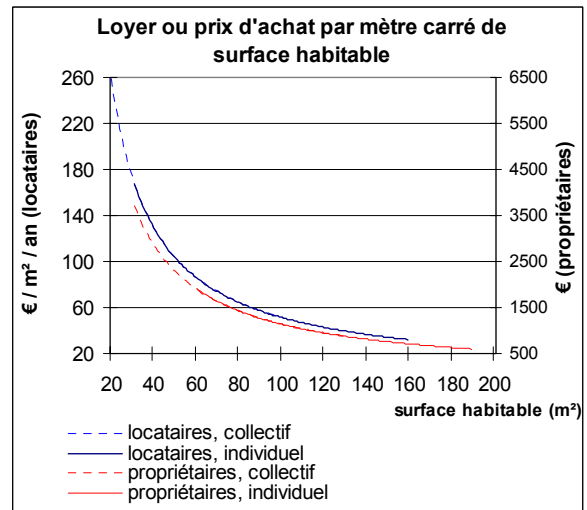


Figure 103



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

On observe, sur la figure 103, les gradients attendus : le prix unitaire décroît lorsque la taille du logement s'accroît. C'est un résultat qui s'explique par les coûts fixes, de construction et de transaction. C'est ainsi que le prix d'un mètre carré est quatre fois plus élevé pour le locataire en immeuble collectif d'un logement plus petit que D1 (qui compte en moyenne 22,7 m²) que pour celui d'un logement supérieur à D9 (dont la surface est en moyenne de 101 m²) : 225 €/m²/an contre 51. Les écarts sont un peu moins importants pour les propriétaires, du fait de la rareté des très petits logements, mais le rapport reste de 1 à 3 pour une maison individuelle : 1809 €/m² pour celles plus petites que D1 (surface habitable moyenne de 63 m²) et 600 pour celles supérieures à D9 (surface habitable de 189 m²).

La position relative des deux courbes de la figure 103 dépend des échelles choisies pour représenter des loyers annuels et des prix d'achat ; il ne faut donc pas trop s'y attacher. Par contre, les courbures sont à peu près identiques, indiquant que les coûts fixes ont des effets comparables pour les deux segments.

Le jardin des maisons individuelles est le second attribut qui a été introduit en fonction des déciles dans les équations, uniquement pour les maisons individuelles. La figure 104 indique le loyer ou le prix global du logement selon la taille du jardin et la figure 105 le loyer ou le prix unitaire pour 100 m² de jardin. Le prix global augmente assez lentement avec la surface. Celle-ci varie fortement, puisqu'elle est en moyenne, pour les jardins inférieurs à D1, de 49 m² (propriétaires) ou de moins de 30 m² (locataires) alors qu'elle atteint 3800 m² pour les jardins des premiers supérieurs à D9 et presque 2800 m² pour ceux des seconds de la même tranche de taille. Or, la valeur du jardin ne varie qu'entre les indices 87 à 112 pour les propriétaires et 95 à 108 pour les locataires pour les mêmes intervalles. Les raisons tiennent,

d'une part, à la décroissance de la rente foncière lorsqu'on s'éloigne des villes, et, d'autre part, à ce que cette rente est supérieure dans les grandes villes à celle des petites villes.

Figure 104

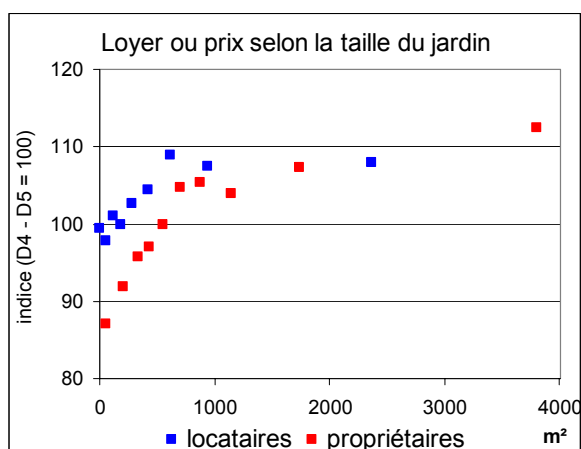
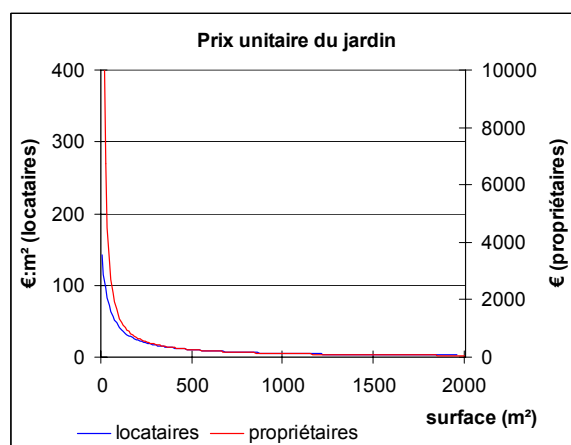


Figure 105

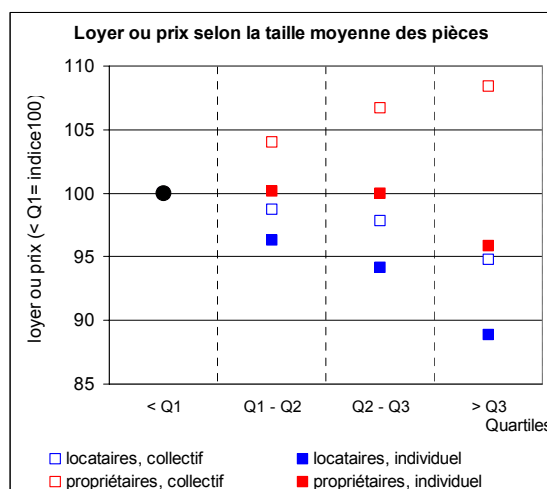


Source : INRA-CESAER, Dijon et CNRS-ThéMA, Besançon d'après INSEE - IGN - Météo France

La figure 105 indique le prix unitaire selon la taille du jardin (obtenu à partir d'un polynôme de degré 3). Elle montre un très fort gradient foncier selon la taille : les plus petits jardins valent environ 300 €/m²/an (locataires) ou plus de 2500 € (propriétaires). Les prix unitaires tombent ensuite, respectivement, à 26 €/m²/an et 235 €/m² pour le cinquième décile (soit 220 ou 550 m²) et, pour le dernier décile, à 2,2 €/m²/an ou 34 €. La réduction du prix unitaire est très voisine pour les locataires, pour lesquels elle est de $-1,4\%$ /m² (ajustement exponentiel), et pour les propriétaires pour lesquels le même ajustement donne $-1,5\%$ /m².

La taille moyenne des pièces principales est introduite dans les régressions en quartiles (les tailles inférieures à D1 étant la référence), pour les maisons individuelles et les appartements. Les résultats sont renseignés sur la figure 106. Ils montrent que les ménages payent généralement un peu plus cher les logements aux petites pièces, à l'exception de propriétaires en immeubles collectifs. Les différences ne sont, cependant, sensibles que pour les tailles supérieures au dernier quartile.

Figure 106



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

La date de construction de l'immeuble intervient sous forme quadratique, pour permettre une relation non linéaire. Les dates des enquêtes *Logement* étant différentes, c'est l'âge de l'immeuble au moment de chaque enquête et son carré qui sont les variables retenues. Elles sont utilisées en interaction avec la date des enquêtes *Logement* et avec le type d'immeuble, individuelle ou collectif.

Les résultats sont renseignés dans les figures 107 à 110, pour lesquelles l'indice 100 correspond au loyer ou au prix d'achat d'un immeuble neuf au moment de l'enquête. Les figures 107 et 108 portent sur une période d'un siècle, de façon à saisir les tendances longues, et les deux suivantes sont des agrandissements qui concernent les immeubles de 10 ans ou moins. Nous n'avons retracé que les années extrêmes des enquêtes *Logement* : 1988 (figures 107 et 109) et 2002 (figures 108 et 110).

L'effet de l'âge de l'immeuble sur le loyer ou le prix d'achat est stylisé, en longue période, par une parabole. En 1988, les valeurs minimales sont obtenues pour un immeuble construit il y a 70 ans environ pour les immeubles collectifs (construction en 1918), ou il y a 85 ans environ pour les maisons individuelles (construction aux alentours de 1900). En 2002, les dates auxquelles le loyer ou le prix d'achat sont à leur minimum sont plus anciennes (âge de l'immeuble de 85 ans environ dans le collectif et de plus de 110 ans dans l'individuel), ce qui peut résulter de travaux d'amélioration effectués au cours des deux dernières décennies du XX^e siècle et/ou de la destruction des immeubles les plus vétustes durant cette période.

Figure 107

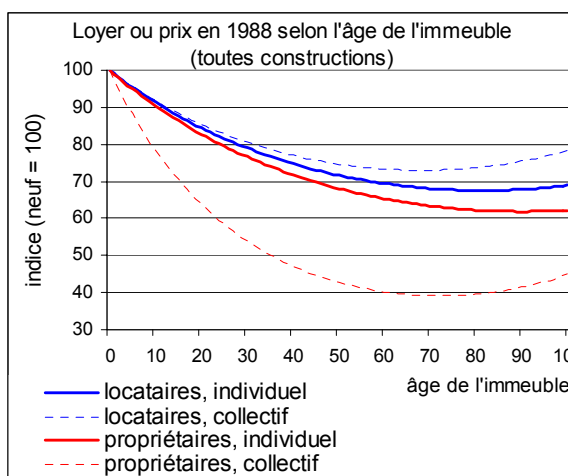
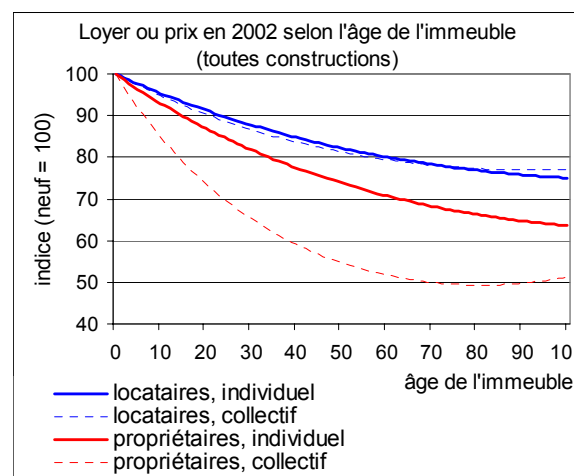


Figure 108



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

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, en particulier en 2002. 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. La forte pente négative des immeubles en propriété de quelques dizaines d'années d'âge peut tenir, en partie tout au moins, à la mauvaise qualité d'immeubles construits durant les années 1960 ou le début des années 1970 (avant le choc pétrolier), période de construction de masse d'immeubles dans les banlieues de grandes villes.

Pour les constructions de moins de 10 ans, les figures 109 et 110 montrent, tout d'abord, que les moins-values dues à l'âge de l'immeuble sont surtout importantes pour les propriétaires d'appartement. Par contre, les locataires d'un tel logement, comme l'ensemble des occupants de maison individuelle, payent un loyer ou un prix d'acquisition à peine inférieur à celui payé dans un immeuble neuf. La décote est moins sensible en 2002, où elle est d'environ 5 % en dix ans, alors qu'elle était plus proche de 10 % en 1988.

Figure 109

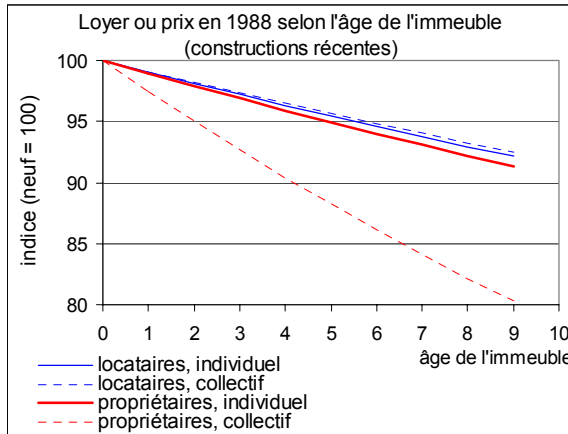
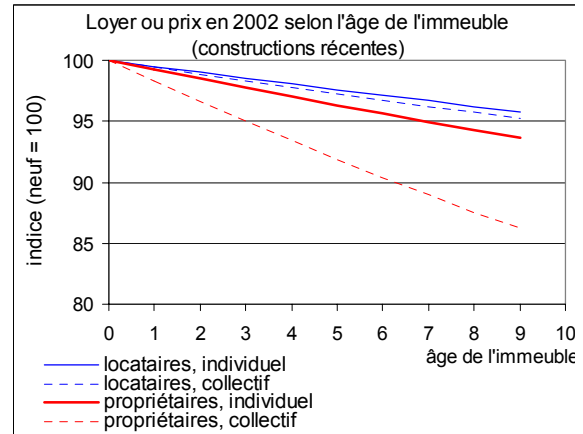
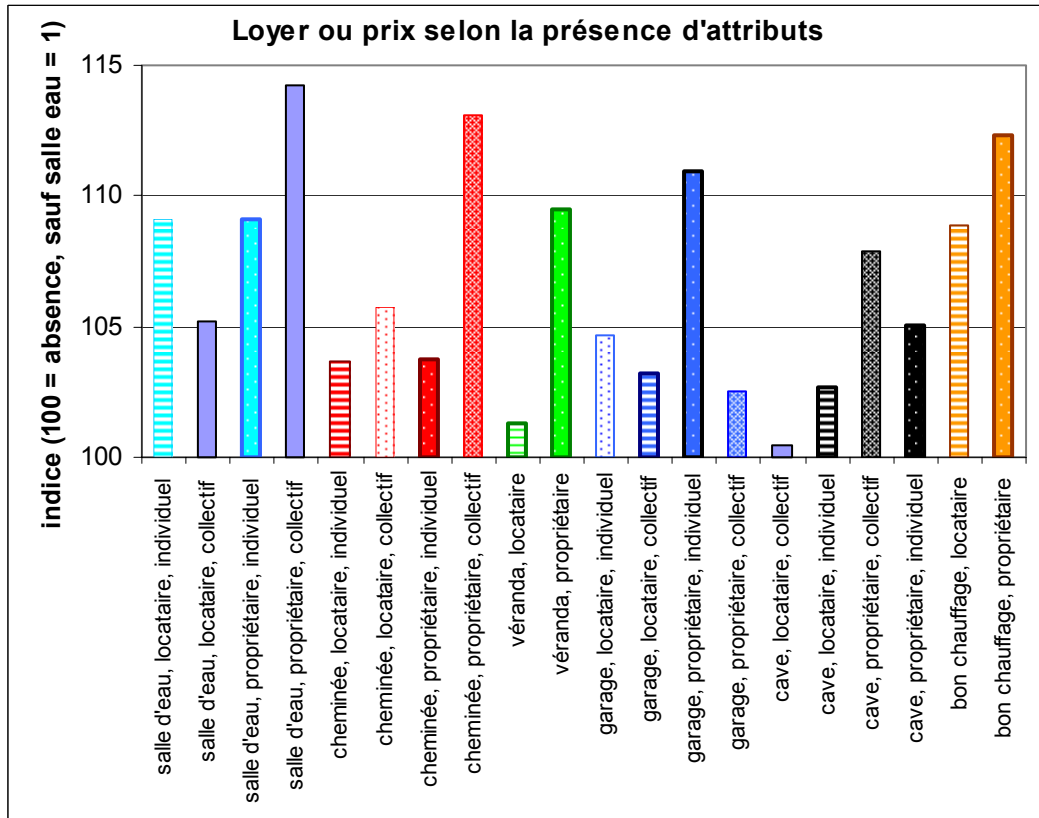


Figure 110



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

Figure 111



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

Les autres attributs intrinsèques des logements ont des effets sur le loyer ou le prix d'achat des maisons qui sont renseignés sur la figure 111.

Il s'agit :

- Des salles d'eau : une salle de bain ou un WC supplémentaire représente 9 % du loyer ou du prix d'une maison individuelle (4,5 % pour un cabinet de toilette). Dans un appartement, le prix d'une unité supplémentaire est de 5 % pour les locataires et de 14 % pour les propriétaires.
- D'une (ou plusieurs) cheminée(s) (en association avec un autre mode de chauffage) qui, dans les immeubles individuels, représentent près de 4 % du prix d'achat ou du loyer. Dans les immeubles collectifs la présence de cheminée(s) fait monter le loyer d'environ 5,7 %, soit une valeur supérieure aux précédentes, et son effet sur le prix d'achat est de 13,1 %. Puisqu'il est impossible que le coût de construction d'une cheminée représente presque le sixième du prix d'un appartement, cet attribut capte donc les effets d'autres caractéristiques absentes de la base de données.
- De la présence d'une véranda qui représente presque 10 % du prix d'achat d'un logement (pas d'effet significatif pour les locataires),
- De la présence d'un garage qui représente de 3 à 5 % du prix d'achat ou du loyer, sauf pour les propriétaires de maison individuelle pour lesquels un garage fait augmenter le prix de 11 %.
- De la présence d'une cave qui fait augmenter le prix d'achat d'une maison de 5 à 8 % pour les propriétaires, mais qui n'a pas d'effet significatif pour les locataires.
- D'un mauvais chauffage (i.e. absence de chauffage central ou équivalent), qui déprécie le logement d'environ 12 % (propriétaires) ou 9 % (locataires).

4.2. Le prix hédoniste de la localisation dans le système urbain

La situation dans le zonage en aires urbaines est, tout d'abord, analysée en prenant les communes des couronnes périurbaines comme référence. L'effet propre d'une localisation dans un pôle urbain se traduit par une augmentation du prix d'acquisition de 8 %. L'écart est 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 %).

Dans la littérature d'économie urbaine, la population, la distance au centre d'emploi et la richesse du voisinage sont les trois variables spatiales essentielles qui jouent sur le prix d'un bien résidentiel. La population intervient ici à travers différentes variables, successivement examinées : la taille du pôle urbain pour les logements en aires urbaines, le nombre d'habitants de la commune de résidence elle-même et sa densité de population.

La taille du pôle urbain est un attribut spatial dont nous estimons le prix hédoniste par rapport aux logements situés dans l'espace à dominante rurale (EDR), qui est la modalité de référence. Sur la figure 112, huit tranches de taille ont été définies pour l'espace à dominante urbaine (EDU) et les localisations dans les pôles urbains sont distinguées de celles des communes périurbaines.

Le prix d'un logement ou son loyer est partout supérieur dans l'EDU à celui de l'EDR. Les courbes sont voisines pour les propriétaires et pour les locataires, ce qui est un résultat attendu. Le prix 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. La localisation dans les pôles urbains eux-mêmes se traduit par un différentiel accru par rapport aux communes périurbaines, selon les pourcentages précédemment indiqués.

Figure 112

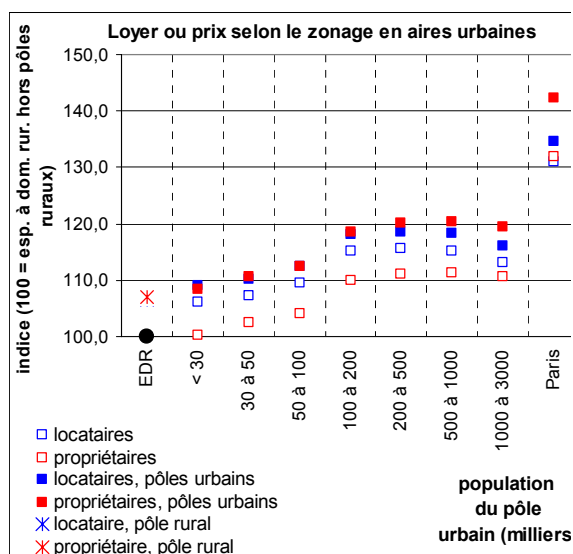
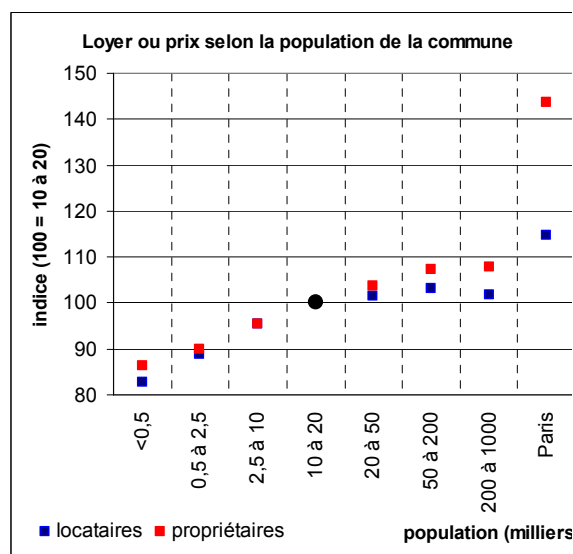


Figure 113



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

La population de la commune de résidence exerce un effet sur le loyer ou le prix d'achat d'un logement, illustré par la figure 113. L'indice 100 est affecté aux communes ayant de 10 000 à 20 000 habitants. Les communes plus petites ont des logements sensiblement moins chers que cette référence (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'EDU, toutes choses égales d'ailleurs.

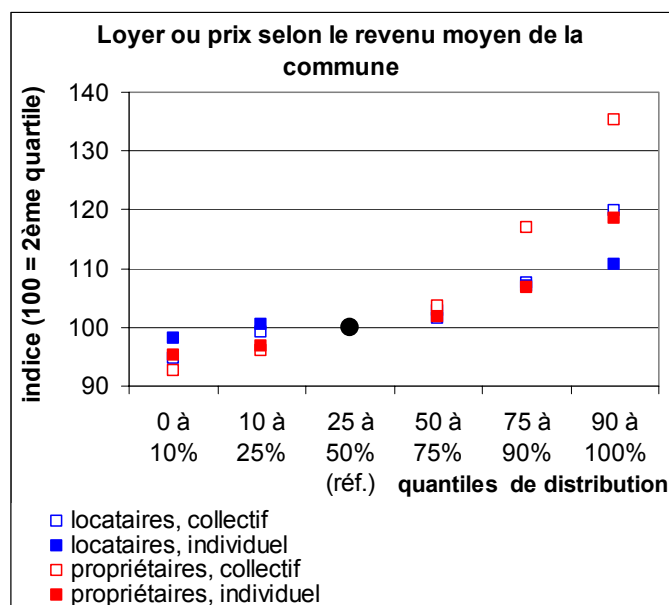
La densité de population a également un effet positif sur le loyer et le prix du logement, très significatif sur le plus statistique : une augmentation de 1000 habitants par kilomètre carré fait augmenter le prix d'achat du logement de 2,2 % et le loyer de 1,1 %.

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. Elle est, en effet, liée à la qualité des écoles et services publics offerts par les collectivités locales, qui sont fonction de la richesse des habitants. Elle traduit également des externalités de voisinage positives (les ménages aisés bénéficient du voisinage de pairs) et négatives (ils estiment pâtir de la proximité de pauvres). La figure 114 indique l'effet sur le prix d'achat ou le loyer de la répartition par quantiles du revenu imposable moyen des communes de résidence, la tranche 25-50 % étant prise comme référence (indice 100).

Elle montre que l'effet est particulièrement important pour un propriétaire d'appartement : il 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.

Figure 114



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

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. C'est ainsi que Cavailhès (2005) estime que le passage de Q2 (médiane de la distribution des communes selon leur revenu imposable moyen) à Q1 (la commune située à 25 % de cette distribution) entraîne une baisse du loyer de 77 % dans l'aire urbaine de Paris, de 20 à 26 % dans les aires urbaines dont la commune-centre compte plus de 140 000 habitants ; par contre, l'effet devient non significatif dans les aires urbaines où cette commune-centre compte moins de 50 000 habitants. Une estimation faite pour l'ensemble de la France, comme ici, écrase ces différences.

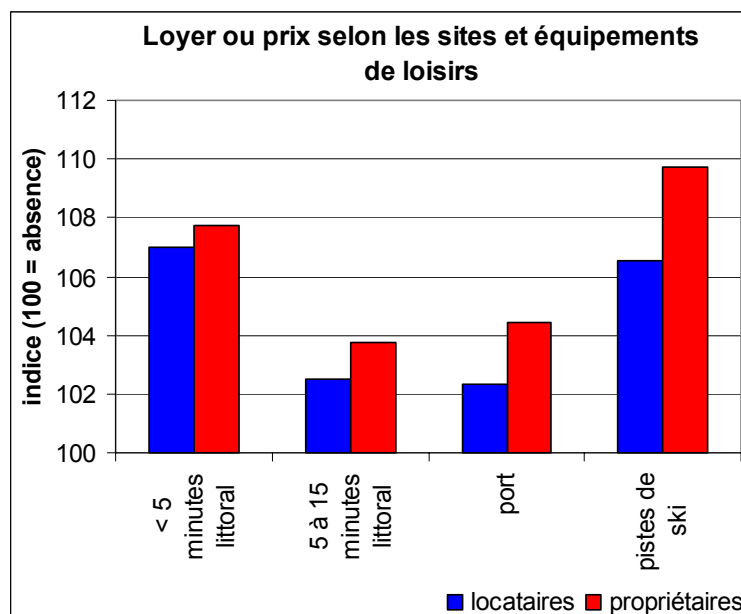
Des déséquilibres peuvent exister sur les marchés, alors que le modèle des prix hédonistes suppose des marchés en équilibre. Nous avons relâché cette hypothèse contraignante par deux variables. Premièrement, l'évolution de la population communale entre 1990 et 1999 ; lorsque qu'elle a augmenté de 10 % durant la période intercensitaire, le loyer a augmenté de 2,3 % et le prix d'achat de 0,5 %. Ce sont des valeurs faibles, mais statistiquement significatives. Deuxièmement, un accroissement de 1 % du taux de chômage dans la commune de résidence entraîne une baisse de 0,7 % du prix du logement pour les propriétaires et de 0,3 % pour les locataires.

4.3. Le prix hédoniste d'équipements de loisir et des zones touristiques

Parmi les diverses variables qui ont été testées, nous avons retenu les distances au littoral et deux indicateurs d'équipements touristiques ou de loisirs. Les résultats apparaissent sur la figure 115. Ils sont assez voisins pour les locataires et les propriétaires, avec toutefois des valeurs un peu inférieures pour les premiers. Les communes littorales induisent des plus-

values immobilières de l'ordre de 7 à 8 %. La valorisation des communes qui possèdent des pistes de ski est d'un montant comparable, mais les paramètres sont statistiquement moins significatifs. 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.

Figure 115



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

4.3.1. La distance au littoral

La distance au littoral a été calculée en minutes par le réseau routier, et nous l'avons introduite en tranches : moins de 5 minutes, de 5 à 15 minutes, de 15 à 30 minutes, etc. Le tableau 38 indique les résultats, en indice et en valeur et, dans sa partie inférieure (en italiques), les loyers et prix d'achat observés dans les enquêtes *Logement*, pour les localisations à moins de 5 minutes et entre 5 et 15 minutes de la mer.

Les statistiques descriptives du tableau 38 montrent que les prix et les loyers sont très voisins pour les logements des communes littorales et pour l'ensemble des communes françaises. Le loyer d'une maison individuelle est supérieur (indice 108,7), le prix d'achat d'un appartement est inférieur (indice 91,9) et, pour les autres types, le prix est voisin en bord de mer et à l'intérieur des terres.

Cependant, ces statistiques purement descriptives n'ont guère de sens : il est, par exemple, possible que les ménages se logent à l'étroit là où les valeurs immobilières sont élevées, la faible taille compensant le prix élevé, ou inversement. C'est pourquoi seule une méthode économétrique, en réalisant la condition toutes choses égales d'ailleurs, permet de comparer prix et loyers sur le littoral et dans le reste du territoire.

D'un point de vue théorique, cette comparaison elle-même, lorsqu'elle est porte sur les résultats d'une régression multiple, n'a de sens qu'en tenant compte des variables de l'équation. C'est pourquoi nous présentons dans le tableau 38 différentes spécifications pour mieux cerner la question posée : quel est le prix hédoniste de la localisation littorale ? Cette question semble aller de soi mais elle n'a, en effet, guère de sens sur le plan économique.

Rappelons, tout d'abord, que la méthode hédoniste permet d'estimer le prix de biens non-marchands qui sont consommés (valeur d'usage), à l'exclusion de valeurs de non-usage (valeur d'existence, de legs, etc.). Or, une localisation n'est pas un bien consommé et, de ce fait, il n'a pas de prix hédoniste.

Tableau 38 : Prix hédoniste de localisations littorales

	Statut d'occupation		Durée trajet (mn)	
			< 5	5 à 15
littoral et variables de contrôle climat et équipements récréatifs	Locataires	Indice	107,0	102,5
		Prix hédoniste (€/an)	369	132
	Propriétaires	Indice	107,7	103,8
		Prix hédoniste (€/an)	8746	4267
littoral + variables de contrôle climat, sans équipements récréatifs	Locataires	Indice	107,5	102,3
		Prix hédoniste (€/an)	396	119
	Propriétaires	Indice	108,8	103,6
		Prix hédoniste (€/an)	9932	4039
littoral sans variables de contrôle climat et équipements récréatifs	Locataires	Indice	110,4	102,9
		Prix hédoniste (€/an)	546	156
	Propriétaires	Indice	112,0	104,8
		Prix hédoniste (€/an)	13620	5471
<i>Indice du prix observé des logements sur le littoral rapporté à la moyenne nationale (statistique descriptive)</i>	Locataires	<i>Ensemble</i>	<i>101,1</i>	<i>94,9</i>
		<i>Dont collectif</i>	<i>97,3</i>	<i>87,6</i>
		<i>Dont individuel</i>	<i>108,7</i>	<i>89,4</i>
	Propriétaires	<i>Ensemble</i>	<i>99,5</i>	<i>90,4</i>
		<i>Dont collectif</i>	<i>91,9</i>	<i>85,4</i>
		<i>Dont individuel</i>	<i>102,2</i>	<i>90,3</i>

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

En effet, une localisation est définie par des coordonnées, comme la longitude et la latitude pour prendre le système le plus utilisé. Les agents économiques ne consomment pas la longitude – latitude du point où ils habitent, mais des biens qui sont disponibles en ce point, ou en se déplaçant à partir de ce point. Il s'agit du logement lui-même (quantité, qualité), d'accessibilités (trajets à parcourir pour se procurer des biens distants de ce point), des aménités ou nuisances, des externalités positives ou négatives, des biens publics locaux, etc., disponibles en ce point ou à partir de lui. Il en résulte logiquement que, si l'ensemble de ces attributs spatiaux consommés étaient présents dans l'équation, le prix de la longitude – latitude lui-même, s'il était aussi introduit dans l'équation, devrait être nul. Car ce sont les biens qui sont consommés et qui, de ce fait, ont des prix hédonistes, non pas les coordonnées.

Mais il est évidemment impossible de prendre en compte l'ensemble de ces biens. Seulement certains d'entre eux sont connus et renseignés dans les bases de données utilisables par l'économètre. Dans le cas présent, il s'agit, en se reportant au tableau 37, de caractéristiques du logement, de la position dans le système urbain et de deux autres types de variables liées à la localisation : le climat et les équipements en biens récréatifs de la commune. Les autres biens qui sont consommés par les ménages vivant sur le littoral sont regroupés dans une variable qui est une boîte noire, en ce sens que nous ne connaissons pas les biens qui la composent, que nous appelons « localisation littorale ».

Nous avons fait sortir de cette boîte noire certains biens, en identifiant et en estimant leur prix hédoniste (climat, ports) et il en reste d'autres, qui sont regroupés dans la variable « localisation littorale ». Le tableau 38 indique son prix hédoniste, selon que le climat et les ports ont été ôtés de cette boîte noire ou qu'ils y restent inclus.

Le prix hédoniste de la localisation littorale est significativement positif lorsque le climat et les ports sont contrôlés (caractères en gras sur le tableau 38), en plus des autres variables spatiales déjà présentées. Le résultat dépend de la distance : moins de 5 minutes de trajet, de 5 à 15 minutes ou plus de 15 minutes. La première variable est significativement positive au seuil de 1 % pour les propriétaires et les locataires. La deuxième est significative au seuil de 7 % pour les propriétaires et elle ne l'est pas pour les locataires. La troisième, enfin, n'est pas significative (à un seuil de 15 %) pour aucun des deux statuts d'occupation.

Les logements en propriété situés dans des communes littorales sont donc, toutes choses égales par ailleurs, 7,7 % plus cher que les autres et ceux de la bande 5 à 15 minutes 3,8 % plus chers, soit + 8750 € (intervalle de confiance à 95 % : ± 4235 €) pour les premiers et + 4270 € (± 4750 €) pour les seconds. Pour les locataires, les chiffres sont de + 7 % (moins de 5 minutes) et + 2,5 % (5 à 15 minutes), soit, respectivement, + 370 €/an (± 160 €/an) par an et + 130 €/an (± 212 €/an) par an.

Il y a donc un gradient de valeur des logements selon la distance à la mer. Rappelons que nous n'avons pas pris en compte ici la localisation à grande échelle (front de mer) ni la vue sur la mer proprement dite, dont la littérature montre l'importance (les prix peuvent doubler, et au-delà, en présence de ces attributs).

Les équipements récréatifs présents dans la base de données jouent un rôle assez faible dans le prix d'une localisation littorale. Seuls les ports ressortent de façon significative, mais ils représentent moins de 1 % de la valeur totale de la « boîte noire ».

Les variables climatiques, dont les résultats vont être présentés dans les sections qui suivent, jouent un rôle plus important. En effet, en les intégrant à l'équation nous avons vu que la localisation littorale est à l'indice 107 (locataires) ou 107,7 (propriétaires). Or, ces indices sont égaux à 110 (locataires) ou 112 (propriétaires) lorsque les variables climatiques sont maintenues dans la « boîte noire » littorale (i.e. non prises en compte dans l'équation). Soit, pour les propriétaires, un prix hédoniste de 13600 €, au lieu de 8750 € lorsque le climat et la présence de ports sont contrôlés dans la régression.

La plus-value immobilière du littoral s'explique donc pour une part non négligeable par les aménités climatiques qu'elle procure à ses habitants. Celles-ci représentent plus du tiers de cette plus-value littorale pour les propriétaires et un montant à peine inférieur pour les locataires.

Ceci montre l'importance de la spécification économétrique utilisée : les résultats ne valent que compte tenu des variables de contrôle introduites dans l'équation. L'enrichissement de la base, par exemple avec l'introduction d'autres équipements récréatifs (culturels, autres équipements sportifs, etc.), d'autres caractéristiques du marché (achats ou location par des étrangers, etc.) serait susceptible de modifier le prix de la localisation littorale lui-même.

Les variations temporelles de la valeur de la localisation littorale semblent faibles, voire nulles. Pour les propriétaires, la plus-value semble n'exister qu'en 2002. Par contre, pour les locataires elle semble être plus importante en 1988 que les autres années. Il est difficile de conclure sur l'existence d'un effet temporel à partir de ces résultats peu concordants. Mais rappelons que le nombre d'observations est divisé par quatre lorsqu'on raisonne sur chacune des enquêtes *Logement* (ou à partir d'une interaction faisant intervenir l'année de l'enquête), et que c'est pour cette raison que nous avons empilé plusieurs de ces enquêtes.

Les trois façades maritimes principales, Méditerranée, Atlantique et Manche ont été distinguées et les résultats montrent que les valeurs sont assez proches. Les communes rurales littorales connaissent des plus-values à peu près équivalentes à celles des communes urbaines (cependant, les effectifs sont trop faibles pour que la conclusion soit assurée).

4.3.2. *Les autres variables de localisation*

La présence de pistes de ski sur une commune apporte une plus-value aux biens immobiliers, qui est significative au seuil de 5 % pour les propriétaires et de 10 % pour les locataires. Elle est d'environ + 10 % pour les premiers, soit 10970 ± 10420 €, et de + 6 % pour les seconds, soit 335 ± 450 €/an (significatif au seuil de 12 %). Les autres variables de localisation que nous avons introduites ne sont pas significatives. Il en est ainsi, en particulier, de la localisation en haute montagne, montagne ou autres zones défavorisées (cf. chapitre 3). Ce résultat n'est pas dû aux variables climatiques ni d'équipements récréatifs, car il n'est pas changé par leur suppression.

4.4. Synthèse

Il faut, tout d'abord, garder présent à l'esprit que les variables caractérisant le logement et son environnement urbain ont été introduites dans les régressions dans le but premier de contrôler leurs effets pour analyser les variables d'intérêt de cette étude, que sont les influences touristiques et climatiques sur les valeurs immobilières. L'objectif premier n'était pas de faire une étude du prix hédoniste de ces attributs, mais de ne pas les laisser interférer avec ces variables d'intérêt, alors qu'ils peuvent prendre des valeurs particulières dans les régions touristiques ou sous certains climats. C'est ainsi que, par exemple, la rente foncière, variable clé de l'économie urbaine, n'a pas été étudiée pour elle-même, mais seulement prise en compte à travers certaines variables de localisation.

Néanmoins, les résultats apportent des informations sur certaines composantes du prix ou du loyer d'un logement, dans un contexte où, comme nous l'avons dit, les travaux de ce genre sont rares en France⁹. Ils montrent, tout d'abord, que le loyer ou le prix d'achat d'un logement dépend en premier lieu de ses caractéristiques propres. Il s'agit, bien sûr, de la surface habitable (dont le prix moyen est de 100 €/m²/an pour les locataires, de 1700 € pour un appartement en propriété et de 1100 € pour une maison individuelle en propriété), du nombre de salles de bain et de WC (une unité supplémentaire représente 9 % du prix ou du loyer pour une maison individuelle, la variabilité est plus grande pour un appartement), etc. Certains attributs de l'immeuble ont un prix hédoniste élevé, en particulier sa date de construction, qui présente une courbe en U inversé : les logements neufs, mais aussi les logements anciens, sont plus chers que ceux d'âges intermédiaires ; le prix peut être divisé par deux, voire davantage, pour un appartement en propriété ayant autour de 70 ans d'âge. Les maisons individuelles ont, toutes choses égales d'ailleurs, des prix supérieurs à ceux des appartements (l'écart étant de +30 % du loyer ou + 10 % du prix d'acquisition) et la présence d'un jardin et sa taille sont également valorisés par les ménages. D'autres attributs, comme la présence de garage, de cave ou d'une véranda ont aussi des prix hédonistes positifs.

Parmi les caractéristiques de la localisation, retenons, en premier lieu, les effets de la position dans le système urbain, c'est-à-dire la population et la densité de population de la commune, la situation par rapport au zonage en aires urbaines et la taille des pôles urbains pour les

⁹ C'est regrettable car le poste *Location de logement* représente, en 2000, 17,3% des dépenses de consommation des ménages (Rignols, 2002). Le total des postes *Logement, chauffage, éclairage* et *Transports*, soit une approximation de ce que l'on pourrait appeler les coûts de la localisation résidentielle, monte à 39,8% de ces dépenses, en accroissement de 80% par rapport à 1960 (Rignols, 2002).

communes de l'EDU. Le revenu imposable moyen de la commune a également un effet sensible, mais légèrement inférieur à celui obtenu dans d'autres études. Cela peut tenir à une estimation faite sur le plan national alors que les différences sont importantes entre les aires urbaines. Cependant, la richesse de la commune est source d'externalités de voisinage qui donnent une valeur importante à cette variable, en particulier pour les propriétaires d'appartements.

Le prix et le loyer observés pour les logements situés dans les communes littorales ne diffèrent guère des valeurs observées ailleurs. Mais, en raisonnant toutes choses égales d'ailleurs grâce à une équation économétrique, ces prix sont significativement plus élevés sur le littoral. La plus-value d'une localisation à moins de 5 minutes de la mer est de 10 à 12 %, soit plus de 500 € de loyer annuel et près de 15 000 € sur la valeur d'acquisition du bien. Environ le tiers de cette plus-value provient de climats particuliers qui caractérisent le littoral, que nous allons étudier plus précisément par la suite. En contrôlant ces effets climatiques, ainsi que les caractéristiques du logement lui-même et les variables de localisation que nous venons de mentionner, il reste une plus-value de 7 à 8 % du prix ou du loyer du logement, soit respectivement 8750 € ou 370 €/an, qui capture d'autres attributs consommés par les ménages habitant sur le littoral et qui ne sont pas inclus dans le modèle, que nous appelons prix de la localisation littorale.

Les zones de montagne n'engendrent pas de différence significative des valeurs immobilières, mais la présence de pistes de ski sur une commune se traduit par une plus-value d'un montant comparable à celui de la localisation littorale, mais avec une variabilité bien plus grande ; de ce fait, la variable est à peine significative sur le plan statistique.

5. Résultats : salaires

5.1. Spécification et résultats d'ensemble

Le tableau 39 indique les résultats de l'équation salariale et le tableau A-2 (annexe 2) ceux de trois équations où le salaire intervient sous forme linéaire, logarithmique ou après une transformation de Box-Cox. Cette dernière donne les meilleurs résultats statistiques (le paramètre de transformation, égal à 0,3). Toutefois, nous avons retenu comme variable expliquée la transformation logarithmique du salaire car c'est la forme la plus souvent utilisée dans les équations de salaire à la Mincer (1962).

Le tableau A-2 permet également de voir les effets des regroupements que nous avons effectués, en particulier pour les catégories socioprofessionnelles : sauf dans le cas où il était justifié de garder séparées des catégories voisines (prise en compte approximative de variables absentes de la base de données : cf. section 2.3.1), nous avons, en effet, effectué quelques simplifications. En résumé, retenons tout d'abord que nous avons éliminé la position professionnelle (quoiqu'elle soit significativement non nulle), car est corrélée à la catégorie socioprofessionnelle, elle est suspectée d'un choix simultané avec le salaire, et, enfin, elle n'est peut-être pas toujours très bien renseignée. Nous avons également simplifié les nationalités et pays de naissance de façon à avoir des effectifs suffisants. Enfin, certaines catégories socioprofessionnelles ont également donné lieu à quelques regroupements.

Le salaire moyen perçu au cours des 12 mois précédents l'enquête est de 16 978 euros (médiane : 14 500 €). Rappelons qu'il peut ne pas s'agir du salaire obtenu pour une année de travail à plein temps : les contrats de travail à temps partiel, ceux à durée déterminée entrecoupés de périodes de chômage, ou les contrats à durée indéterminée occupés depuis moins d'un an tirent le salaire moyen vers le bas.

Tableau 39 : Equation de salaire : résultats

	paramètre	t
intercept	7,3954	12,7
Cadres	0,5635	39,8
Professions intermédiaires	0,1776	15,8
Employés	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

Tableau 39 : Equation de salaire : résultats (suite et fin)

	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

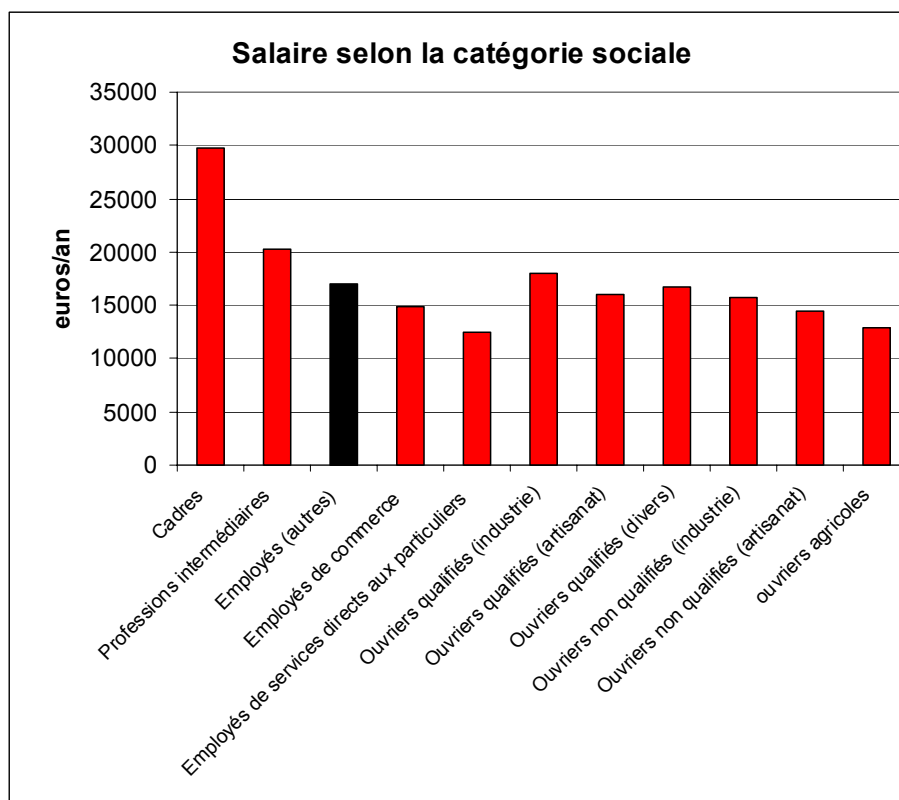
* : interaction

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

5.2. Les caractéristiques personnelles du travailleur

La catégorie socioprofessionnelle est le premier attribut dont nous examinons l'effet sur le salaire, grace à la figure 116. Par rapport aux employés des secteurs non commerciaux (référence), les cadres et professions intellectuelles supérieures ont un salaire de 76 % supérieur (indépendamment de l'effet d'autres variables, comme le diplôme, etc.). A l'autre bout de l'échelle, les emplois de services aux particuliers sont rémunérés 27 % de moins (la décote des salariés agricoles est presque identique). La distinction entre employés du commerce et des autres secteurs montre que les premiers ont un salaire de 12 % inférieur, ce qu'il faut en partie attribuer à l'effet de la taille de l'entreprise, variable absente de l'équation. Cette absence explique probablement aussi une partie de l'écart de 12 % entre les ouvriers qualifiés des entreprises industrielles et ceux des entreprises artisanales, écart qui est de 7,5 % pour les ouvriers non qualifiés.

Figure 116



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

Le contrat de travail explique une part du salaire, tout d'abord parce que pour 1 pour cent d'emploi à temps partiel le salaire est amputé de 1,2 % (il est habituel de constater une diminution plus que proportionnelle), et ensuite parce que les contrats qui ne sont pas à durée indéterminée entraînent des pertes de revenu salarial (rappelons qu'il ne s'agit pas d'un salaire horaire, journalier ou mensuel, mais du montant perçu durant les 12 mois précédents l'enquête) : - 29 % pour les contrats à durée déterminée ou d'intérim, - 43 % pour les contrats d'apprentissage.

L'âge du travailleur a un effet important sur le salaire (rappelons que l'absence de l'ancienneté dans l'emploi introduit un biais : une partie de l'effet de cette variable absente peut être capté par l'âge). C'est ce que montre la figure 117. Par rapport à la tranche d'âge 35 à 39 ans, qui est la référence, les jeunes de moins de 20 ans ont obtenu un revenu salarial de 44 % inférieur durant l'année précédente l'enquête. La courbe tend ensuite à s'aplatir pour les travailleurs ayant plus d'une quarantaine d'années.

L'effet du diplôme est montré sur la figure 118. Il joue dans le sens attendu, mais les écarts sont assez minces : par rapport à un bachelier, un diplômé bac plus 4 touche 10 % de plus et un travailleur sans diplôme 16 % de moins. L'essentiel des effets de la qualification des travailleurs sur le salaire sont déjà captés par la catégorie socioprofessionnelle.

Figure 117

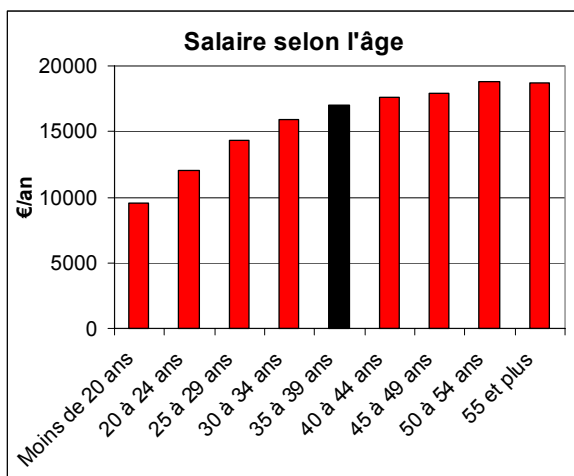
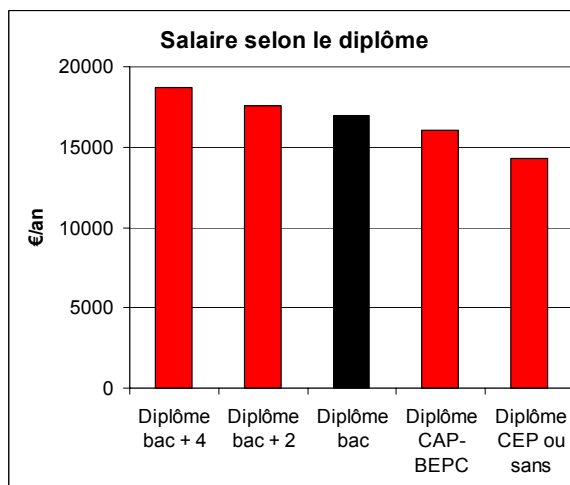


Figure 118



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

La nationalité ou le lieu de naissance ont des effets importants, toutes choses égales d'ailleurs, ce qui connote très certainement des discriminations fondées sur ces critères. C'est ce que montre la figure 119.

Figure 119

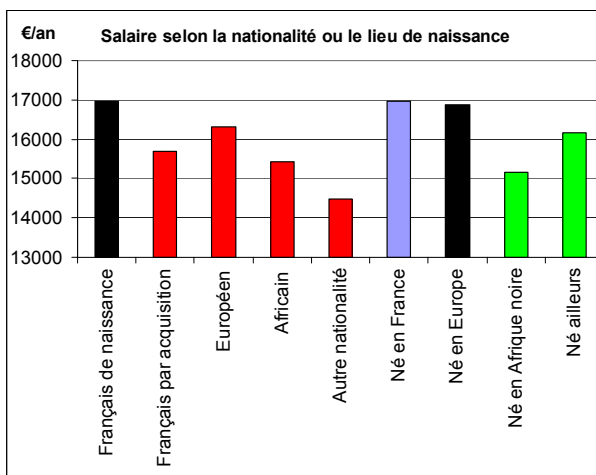
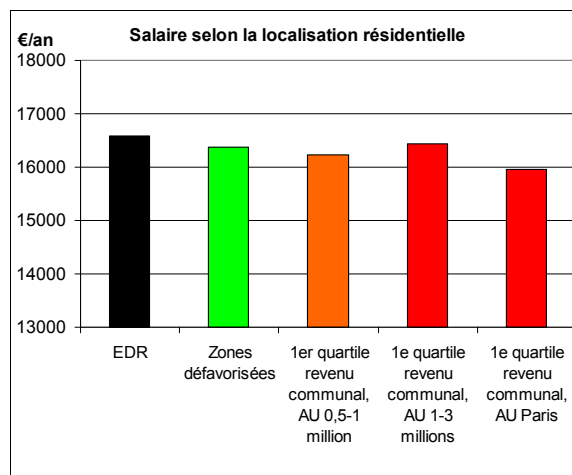


Figure 120



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

Un travailleur ayant la nationalité française par acquisition a, toutes choses égales d'ailleurs, un revenu salarial de 7,5 % inférieur à un Français de naissance. Un Africain (les effectifs ne permettent pas de distinguer l'Afrique du Nord de l'Afrique noire) obtient un salaire de 9 % inférieur et les nationalités diverses (souvent originaires d'Asie) de 15 %. Le pays de naissance a également un effet, qui peut s'ajouter à celui de la nationalité, puisqu'une personne née en Afrique noire a un salaire de 11 % inférieur à la référence (né en France).

5.3. Les effets de la localisation sur le salaire

La population de la commune de résidence, ou sa densité de population, n'a pas d'effet sur le salaire, de même que la distance au pôle urbain le plus proche. Par contre, d'autres variables de hiérarchie urbaine contribuent à expliquer le niveau du salaire, dans le sens prédit par la théorie. Certaines d'entre elles sont représentées sur la figure 120.

Les « grands marchés », au sens de l'économie géographique, qu'il s'agisse des marchés des biens ou de celui du travail, expliquent des niveaux de salaire supérieurs à ceux de zones situées plus bas dans la hiérarchie urbaine. La productivité des firmes y est supérieure à la moyenne nationale, du fait d'économies d'agglomération (Glaeser, 1998). Les firmes peuvent donc payer des salaires supérieurs. Les travailleurs, de leur côté, demandent à être mieux payés du fait de coûts urbains supérieurs (logement, déplacements domicile – travail). Il en résulte un équilibre général à un niveau de salaire élevé. C'est ce que montrent les résultats. La variable prenant en compte cet effet est calculée comme le produit, pour chaque aire urbaine, du nombre de ménages par leur revenu imposable (cf. section 2.3.3). Son effet est significatif : le salaire dans une aire urbaine comptant 100 000 habitants est de 140 €/an supérieur à celui d'une aire urbaine qui n'en compte que 10 000, pour un revenu donné. Inversement, les mêmes mécanismes jouent au détriment de l'espace à dominante rurale : absence de grands marchés pour les firmes et coûts urbains inférieurs pour les travailleurs, ce qui se traduit par des salaires plus bas (– 2,3 %, décote faible mais statistiquement significative).

Le zonage en zones défavorisées a été présenté dans le chapitre 3. Nous avons fait intervenir l'appartenance aux zones de montagne et aux autres zones défavorisées (les régions de haute montagne et de piémont ont des effectifs insuffisants). La première ne se distingue pas, mais l'appartenance aux autres zones défavorisées se traduit par un paramètre significativement non nul : le salaire est inférieur de 3,6 % à celui des zones non défavorisées.

Les communes pauvres sont habitées par des travailleurs dont le salaire est inférieur à celui du reste du territoire, toutes choses égales d'ailleurs. Dans les grandes aires urbaines, les travailleurs habitant dans une commune en dessous du premier quartile de la distribution des communes selon le revenu imposable ont, toutes choses égales par ailleurs, un salaire inférieur au salaire de référence (figure 120). Dans l'aire urbaine de Paris, la localisation dans une commune pauvre ampute le salaire de 6 %. L'effet est moins important dans les aires urbaines dont le pôle compte plus d'un million d'habitants (– 3,3 %) et dans celles de 0,5 à 1 million d'habitants (– 4,5 %), mais il reste significatif, alors qu'il ne l'est plus dans les aires urbaines plus petites. Trois interprétations – qui ne s'excluent pas – peuvent être avancées¹⁰. Premièrement, les travailleurs de ces communes pauvres peuvent avoir une « faible employabilité », au sens que donne le patronat à ce terme, i.e. avoir connu de longues périodes de chômage, etc. ; deuxièmement, ces travailleurs peuvent être discriminés du fait de leur code postal, au sens que donnent des jeunes lorsqu'ils manifestent leur colère, i.e. être moins bien payés simplement parce qu'ils ont une mauvaise adresse sur leur curriculum vitæ ; troisièmement, ils peuvent habiter des communes éloignées des emplois bien rémunérés et

¹⁰ Rappelons que nous expliquons ici le salaire individuel d'un travailleur en contrôlant ses caractéristiques personnelles (âge, diplôme, catégorie socioprofessionnelle, nationalité et pays de naissance, etc.). L'effet des communes pauvres sur le salaire individuel ne peut donc provenir d'une surreprésentation de travailleurs ayant certaines de ces caractéristiques dans ces communes. Il doit provenir de variables absentes de l'équation. Il pourrait, cependant, y avoir également une explication statistiquement peu vraisemblable, tenant à ce que les travailleurs des communes pauvres appartiendraient systématiquement au bas des fourchettes ou des classes que nous avons définies : pour une tranche d'âge donnée ils seraient parmi les plus jeunes, pour une catégorie socioprofessionnelle donnée ils seraient surreprésentés dans le bas de la catégorie, etc.

être obligés, pour un niveau de qualification donné, d'accepter des emplois proches de chez eux mais qui sont mal rémunérés, forme de « spatial mismatch », au sens que lui donnent des économistes.

Enfin, un travailleur qui habite dans une commune littorale, ou proche de la mer, ne reçoit pas de salaire supérieur ou inférieur à celui d'un travailleur habitant un peu plus à l'intérieur des terres, toutes choses égales d'ailleurs. Il en est de même de ceux qui résident sur une commune où se trouvent des pistes de ski.

5.4. Synthèse

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 très 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.

Comme pour les équations de valeurs immobilières, il s'agissait avant tout de contrôler des attributs qui pourraient interférer avec les variables d'intérêt de ce travail. Il s'agit, en particulier, des attributs climatiques liés au logement, qu'il nous faut examiner maintenant.

6. Résultats : prix hédoniste des attributs climatiques

6.1. Les variables climatiques et les équations

6.1.1. Les variables

Quatorze variables climatiques ont été intégrées à la base de données des enquêtes *Logement* de l'Insee. Elles ont été présentées dans le chapitre 2. Il s'agit, tout d'abord, pour deux mois d'hiver (Janvier et Février) et deux mois d'été (Juillet et Août) de la température moyenne mensuelle, du nombre de jours de grand froid (inférieur à -5° en hiver) ou de forte chaleur (supérieur à 30° en été) et de la pluviométrie (hauteur mensuelle moyenne des précipitations et nombre de jours avec pluie). Les stations météorologiques où ces huit variables sont relevées ont une densité suffisante sur le territoire pour que la méthode de régression utilisée donne des résultats par commune très fiables (cf. cartes du chapitre 2). Sont également disponibles, pour les mêmes périodes estivale et hivernale, le nombre de jours de brouillard, la vitesse moyenne du vent et la durée de l'insolation. Ces six variables sont, peut-être, moins fiables que les précédentes au niveau communal car elles reposent sur une interpolation à partir de stations d'observation moins nombreuses.

Nous avons traité différemment ces deux ensembles de variables. Celles du premier groupe ont tout d'abord été introduites (en groupes ou en interactions : cf. infra) et ce n'est qu'ensuite que les variables du second groupe ont été introduites dans les équations. Du fait de cette fiabilité moins assurée, elles ont été discrétisées selon la répartition en déciles ou quartiles (inférieur à D1 ou supérieur à D9 ; idem pour Q1 et Q3), les modalités de référence étant donc intervalles intermédiaires. Afin de ne pas donner trop d'importance aux valeurs extrêmes (bien que peu excentrées en ce qui concerne les variables climatiques), nous avons exclu des estimations les premier et dernier centiles.

6.1.2. Les liaisons entre variables climatiques

Les variables climatiques doivent être examinées dans leur ensemble car l'effet individuel de chacune d'entre elles sur les valeurs immobilières et/ou sur le salaire aurait peu de sens : les variables qui caractérisent un climat sont fortement liées, si bien que le paramètre de l'une d'entre elles pris séparément capterait l'effet propre de cette variable, mais aussi celui d'autres attributs climatiques absents de la régression. L'annexe 3 indique les corrélations simples entre les principales variables climatiques. Elle montre que les liaisons sont fortes, en particulier entre variables dont on attend des effets contraires sur les variables expliquées. Par exemple, si on peut penser que la température moyenne en été a un prix hédoniste positif, il est probable que les grandes chaleurs (nombre de jours à plus de 30°) ont un prix négatif ; or la corrélation entre les deux variables est de 0,85.

Ces liaisons peuvent être complexes, comme l'exemple de la température moyenne en hiver le montre. Elle est corrélée négativement au nombre de jours de pluie durant la même saison ($R = -0,31$). Mais elle est positivement liée à la température moyenne en été et au nombre de jours de grande chaleur. Si bien que, dans une régression multiple dont la température moyenne en hiver est la variable expliquée, le paramètre du nombre de jours de pluie en hiver est positif : la température moyenne mensuelle en hiver augmente de 1° pour 2,5 jours de pluie supplémentaires, malgré la corrélation simple négative entre les deux variables. Or, il est probable que si les hivers doux sont appréciés des ménages, les hivers pluvieux sont dépréciés. Les fortes corrélations entre ces deux variables et le climat estival (le coefficient de corrélation entre la température moyenne en hiver et en été est de 0,68 et celui entre le nombre de jours de pluie en hiver et la température en été de -0,78) peuvent affecter les paramètres estimés d'une régression multiple dont le salaire ou la valeur immobilière sont la variable expliquée. En effet, lorsqu'on a introduit dans l'équation la température moyenne en été, le nombre de jours de grande chaleur et le nombre de jours de pluie en hiver, une grande partie de l'effet de la température en hiver est déjà présent, même en l'absence de cette variable, puisque les trois premières expliquent près de la moitié de la variance de cette dernière.

Nous avons envisagé de prendre en compte ces liaisons par des variables d'interactions : on peut apprécier ou déprécier une caractéristique climatique non pas pour elle-même mais parce qu'elle est liée à un autre attribut du climat ; dans ce cas, c'est la combinaison des deux attributs qui fait sens pour le consommateur. Nous avons donc testé différentes combinaisons, ainsi que des formes paraboliques, afin de donner plus de flexibilité à la spécification économétrique.

Nous avons finalement retenu les équations dont les résultats sont présentés dans les tableaux 37 et 39. Elles nous semblent présenter l'avantage d'une assez grande simplicité, par l'élimination des termes quadratiques et de la plupart des interactions. Leur interprétation est assez intuitive, tout au moins *ex post*. Cependant, le lecteur doit garder en tête que d'autres écritures des variables climatiques auraient été possibles, qui auraient conduit à mettre l'accent sur d'autres variables (comme la douceur des hivers plutôt que leur humidité). Des travaux complémentaires seront menés pour affiner l'analyse.

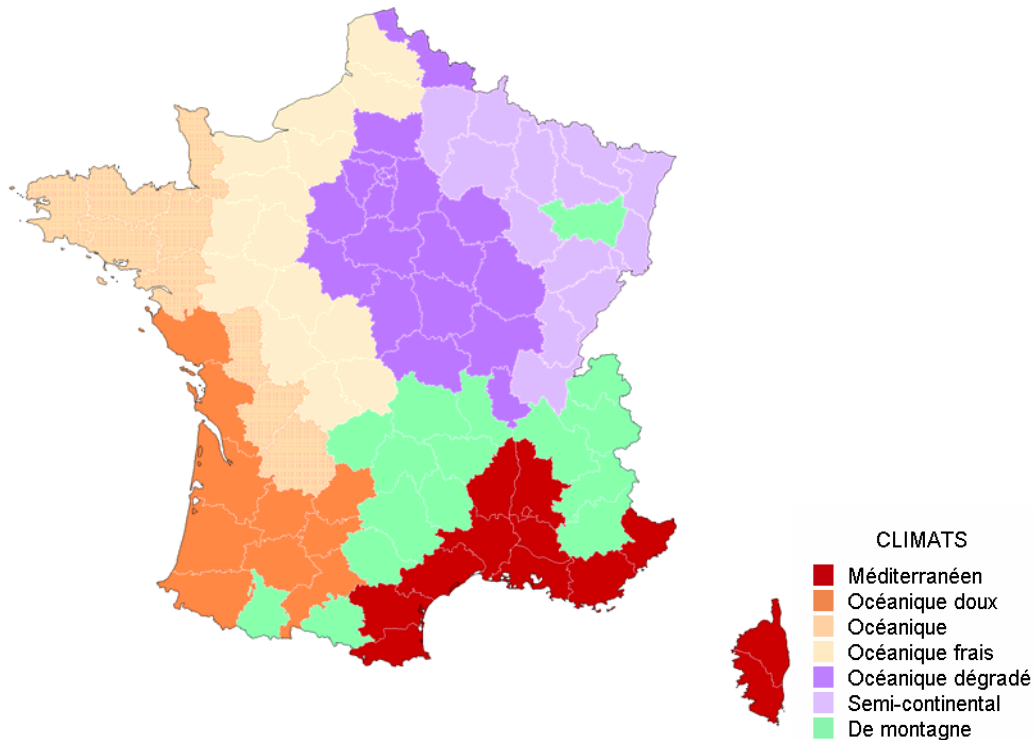
Nous avons testé des interactions avec des caractéristiques du logement, de l'espace ou du travailleur. Quelques-unes d'entre elles ont été retenues dans les résultats présentés dans le tableau 37. Les autres ne l'ont pas été car elles n'étaient pas significatives

6.1.3. Les zones climatiques

Certaines variables climatiques n'ont pas des effets identiques sur tout le territoire. Nous avons, dans certains cas, raisonné selon les zones climatiques de la figure 121. Ce sont les

régions suivantes : climat méditerranéen¹¹, océanique doux¹², océanique¹³, océanique frais¹⁴, océanique dégradé¹⁵, semi-continentale¹⁶, montagne¹⁷. Ce découpage sera modifié ultérieurement pour tenir compte de la typologie présentée au chapitre 2, mais son intégration à la base de données doit être demandée à l'Insee.

Figure 121 : Zones climatiques



Source : Insee

6.2. Résultats d'ensemble : prix hédonistes capitalisés dans les valeurs immobilières

Des résultats synthétiques sont présentés dans les figures 122 (propriétaires) et 123 (locataires), en réservant pour l'instant les effets du climat sur le salaire (section 6.3). D'autres caractéristiques sont ensuite étudiées (sections 6.4 à 6.6). Les figures 122 et 123 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.

¹¹ Départements 2A, 2B, 06, 07, 11, 13, 26, 30, 34, 66, 83, 84.

¹² Départements 17, 31, 32, 33, 40, 46, 47, 64, 82, 85.

¹³ Départements 16, 22, 24, 29, 35, 44, 50, 56, 79.

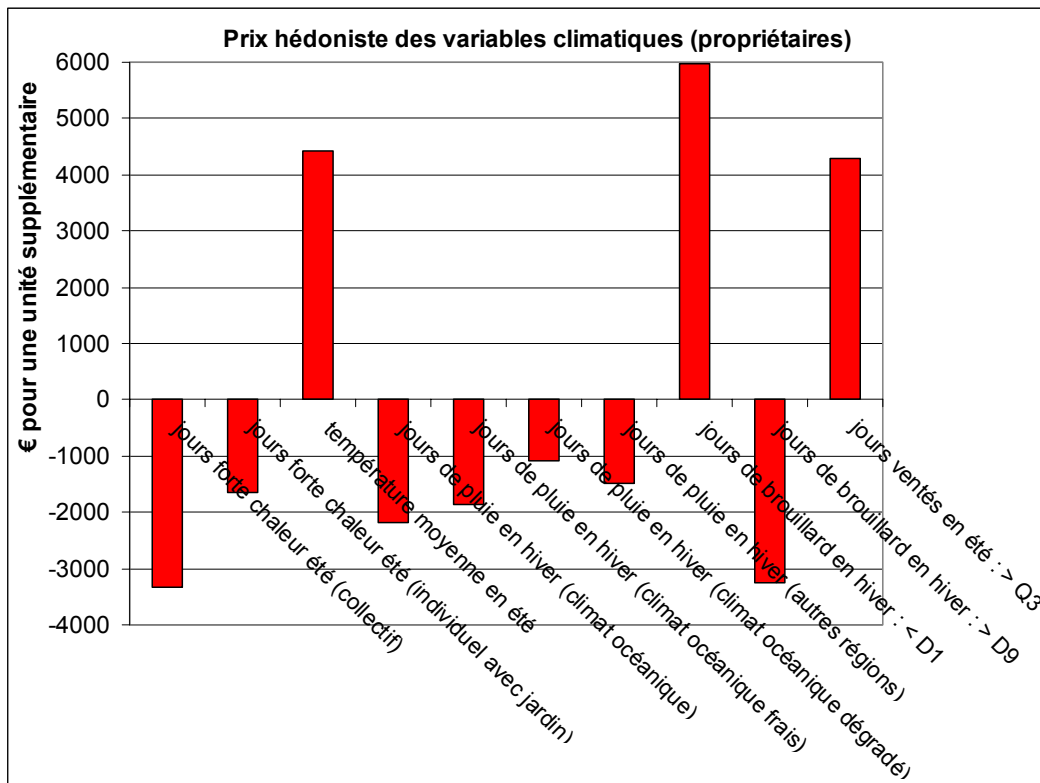
¹⁴ Départements 14, 23, 27, 36, 37, 49, 53, 61, 62, 72, 76, 80, 86, 87.

¹⁵ Départements 03, 10, 18, 21, 28, 41, 45, 58, 59, 60, 69, 71, 75, 77, 78, 89, 91, 92, 93, 94, 95.

¹⁶ Départements 01, 02, 08, 25, 39, 51, 52, 54, 55, 57, 67, 68, 70, 90.

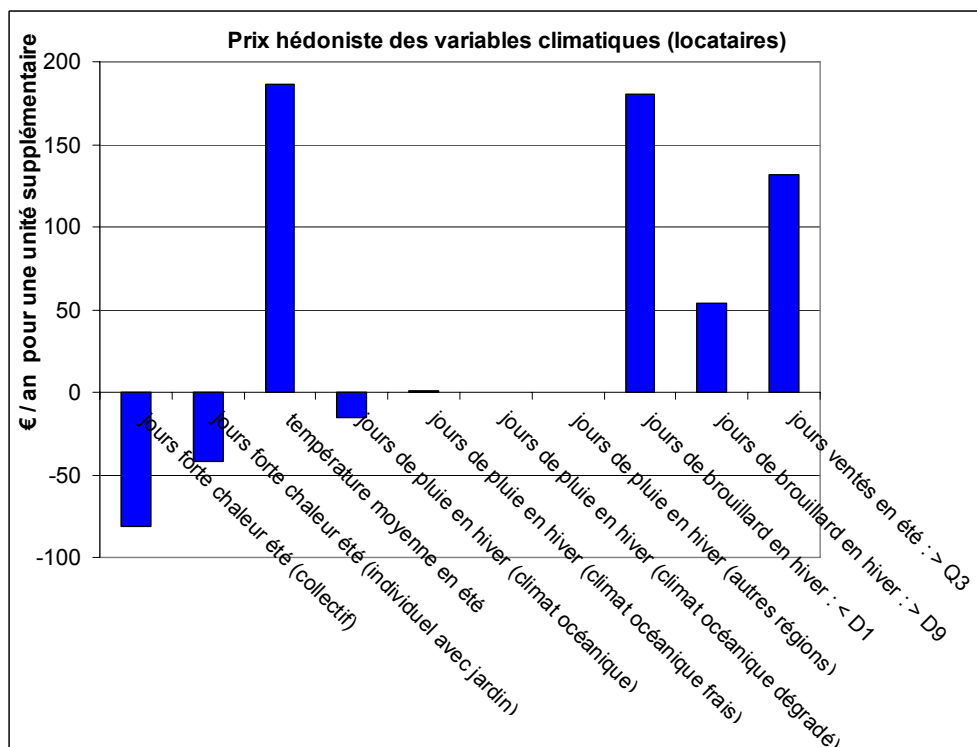
¹⁷ Départements 04, 05, 09, 12, 15, 19, 38, 42, 43, 48, 63, 65, 73, 74, 81, 88.

Figure 122



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

Figure 123



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

Observons, tout d'abord, les variables quantitatives. 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 ± 90 €/an pour un locataire et de 4430 ± 2060 € pour un propriétaire.

Cependant, si les ménages valorisent les étés chauds, ils dévalorisent les étés très chauds : chaque journée à plus de 30° en Juillet ou Août a un prix hédoniste négatif, qui est de l'ordre de -42 €/an (± 33 €/an) à -80 €/an (± 32) €/an pour les locataires (nous allons voir dans un instant comment s'explique cette fourchette) et de -1640 € (± 740) € à -3330 € (± 900) € pour les propriétaires. L'écart-type est de 3,5 jours de forte chaleur pour cette variable : son effet est donc considérable.

Les figures 122 et 123 montrent que le nombre moyen mensuel de jours de pluie en hiver contribue également à expliquer les valeurs immobilières, mais dans une moindre mesure et pour les propriétaires seulement : la moins-value d'une journée pluvieuse supplémentaire en Janvier ou Février est comprise entre -1470 € (± 1230 €) et -2180 € (± 1650 €) selon les régions climatiques. Nous verrons que la température moyenne en hiver joue un rôle, mais uniquement pour les immeubles les plus anciens. Les autres variables introduites sous forme quantitative dans l'équation ne sont pas significatives : les jours de grand froid sont sans effet appréciable sur le plan statistique, de même que la hauteur des précipitations, puisque c'est le nombre de journées avec pluie qui est la variable retenue¹⁸.

Certaines des variables, introduites sous forme discrète du fait d'une possible imprécision de leur mesure, ont également des effets considérables sur le loyer ou le prix d'un logement. Le brouillard est l'attribut le plus influent, 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 (± 137 €/an), soit + 3,5 % ($\pm 2,7$ %), et un prix d'achat supérieur de 5980 € (± 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 € (± 2375 €) (propriétaires seulement). Les jours de grand vent en été ont également un effet sans ambiguïté : le rattachement à des régions ventées, c'est-à-dire supérieures à Q3, vaut 4290 € (± 2680 €) pour les propriétaires et 130 €/an (± 100 €/an) pour les locataires.

➤ *Une première conclusion ressort de ces résultats : le climat a une forte influence sur le loyer ou le prix d'achat d'un logement. Lorsque la température moyenne en été est supérieure d'un degré Celsius, le loyer ou le prix augmente de 3,5 à 4 %, et, en sens inverse, un jour de grande chaleur estivale entraîne une baisse qui peut dépasser 3 %. Le brouillard en hiver et le vent en été entraînent également des variations, qui peuvent être de l'ordre de ± 3 à 5 %.*

6.3. Résultats d'ensemble : prix hédonistes capitalisés dans les salaires

Les variables climatiques significativement différentes de zéro dans l'équation de salaire sont moins nombreuses que dans les équations de loyer et de prix d'achat. Il s'agit de la température moyenne en été et en hiver, cette dernière ayant des valeurs différentes selon les zones climatiques.

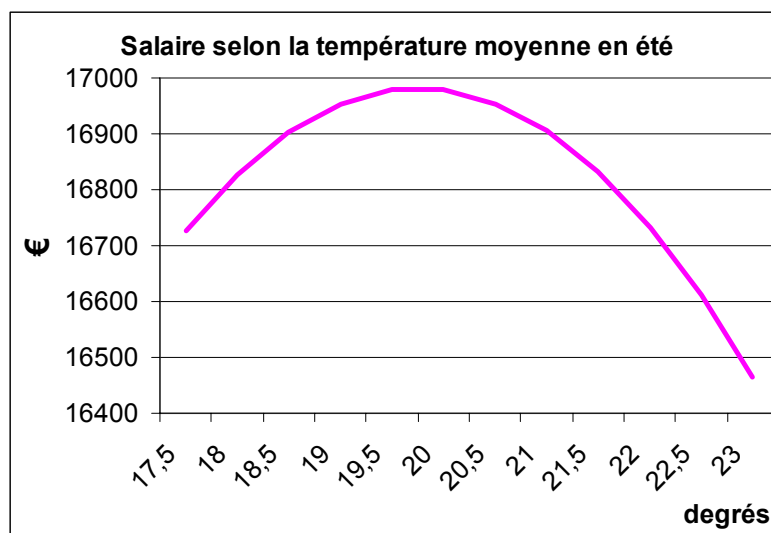
¹⁸ Le nombre de jours de pluie et la hauteur des précipitations sont très corrélés. Nous avons retenu la variable la plus influente : les consommateurs de climat sont plus sensibles au fait qu'il pleuve ou non un jour donné qu'à la quantité d'eau qui tombe. Le rapport entre les deux variables, qui est un indicateur de l'intensité de la pluie, n'est pas significatif.

La température moyenne en été intervient sous forme quadratique, ce qui conduit aux résultats de la figure 124. La forme générale de la courbe est descendante, ce qui correspond au résultat attendu. 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 :

➤ *Les agents économiques, consommateurs de logements ou travailleurs, valorisent positivement les étés chauds.*

Cependant, il apparaît aussi que les températures moyennes estivales basses (17 à 19°) sont également valorisées, puisque les travailleurs acceptent des salaires bas sous ces climats. On peut vérifier, dans le chapitre 2, que ces régions aux étés frais correspondent aux montagnes (Alpes, Pyrénées, Massif central, Jura) et au littoral de la Manche (Manche, Bretagne Nord, Nord et Pas de Calais). Hoch et Drake (1974) ont montré un effet non linéaire de la température sur le salaire qui, aux Etats-Unis, est lié à une relation entre température et pluviométrie (cf. chapitre 1).

Figure 124



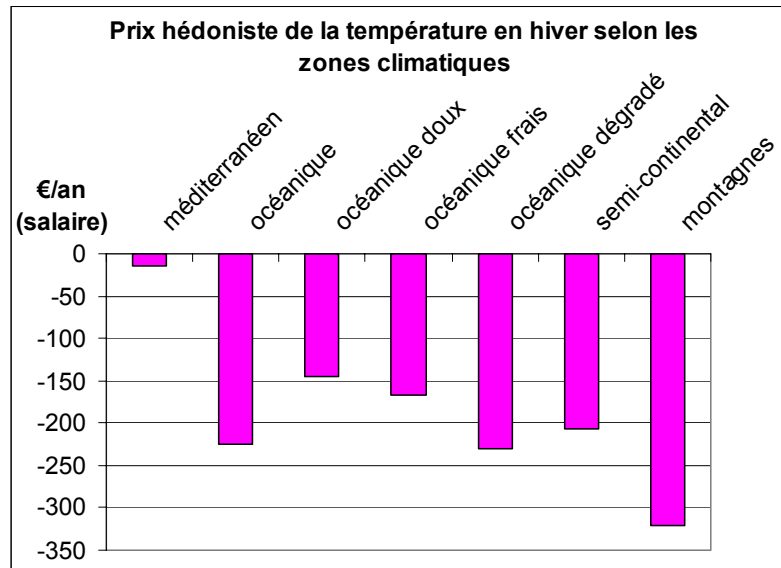
Source : INRA-CESAER, Dijon et CNRS-ThéMA, Besançon d'après INSEE - IGN - Météo France

En passant de D1 à Q1, le salaire augmente de 125 €, soit 0,7 %. De Q2 (i.e. la médiane) à D9 (passage de la température moyenne de 19,3 à 22,2°), la diminution du salaire est de 285 €, soit - 1,7 %. Ces variations sont moins amples que celles observées pour les valeurs immobilières, mais elles sont néanmoins importantes. Pour Hoch et Drake (1974), une diminution de la température de 2.25°C se traduit par une augmentation des salaires de 1,3 %, soit un résultat presque identique au nôtre (0,6 % par degré).

La température moyenne en hiver conduit aux résultats de la figure 125 :

➤ *Une température douce est valorisée par les travailleurs, qui acceptent des salaires inférieurs toutes choses égales d'ailleurs.*

Figure 125



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

Cette variable climatique joue un rôle plus important ici qu'en matière de prix des logements. Son effet est différencié selon les régions climatiques qui ont été présentées (figure 121). La hiérarchie est celle attendue : c'est en zone méditerranéenne que l'effet est le plus faible, le paramètre n'étant pas 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.

Pour Cragg et Kahn (1999), aux Etats-Unis en 1960, une augmentation d'un écart-type de la température de Février (10,4°F) fait baisser le salaire de 3,1%, soit un ordre de grandeur comparable à celui que nous obtenons. Mais en 1990, selon ces auteurs, cette température n'est plus capitalisée dans les salaires (cf. chapitre 1).

Au total, les effets du climat sur le salaire sont moins importants que ceux qu'il exerce sur le logement, à travers le loyer ou le prix d'achat. Ils sont, néanmoins, significatifs. La suite de cette section sera consacrée à compléter l'analyse du prix hédoniste de variables climatiques dans le domaine immobilier, compte tenu de leur importance.

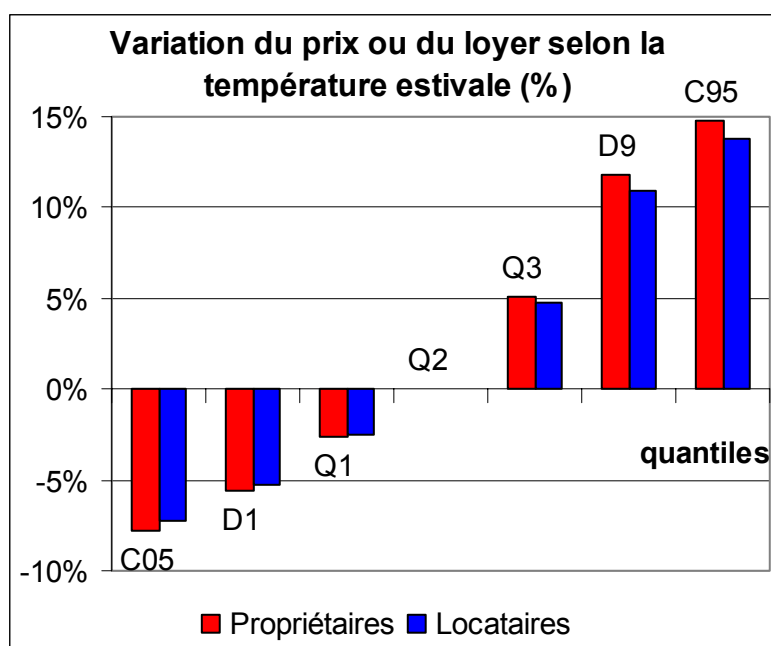
6.4. Eté : température moyenne et grandes chaleurs

Comme nous l'avons dit, les climats où la température moyenne en été est élevée sont positivement valorisés, mais ceux qui sont marqués par de grandes chaleurs sont dévalorisés.

6.4.1. La température moyenne en été

La figure 126 indique le prix hédoniste de la température moyenne en Juillet et Août, pour les quantiles suivants : C05, D1, Q1, Q2 (médiane) et Q3, D9 et C95 qui sont les points symétriques par rapport à la médiane.

Figure 126



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

On observe des effets très voisins pour les propriétaires et les locataires, quoiqu'un peu atténués pour ces derniers. Un logement situé à D1 vaut 5,6 % de moins que la valeur médiane (propriétaires) ou 5,2 % (locataires) et au point D9, il vaut 11,8 % de plus (propriétaires) ou son loyer est de 10,9 % supérieur (locataires). Le passage de D1 à D9 se traduit par une variation de 17,4 % (propriétaires) ou de 16,2 % (locataires).

➤ C'est donc le sixième de la valeur totale du logement qui est dû au passage de D1 à D9 pour cette variable climatique.

La variation de prix ou de loyer est encore de 7,8 % (propriétaires) ou 7,2 % (locataires) entre Q1 et Q3.

6.4.2. Les jours de grande chaleur

Les grandes chaleurs en été ont un prix hédoniste négatif. C'est un résultat habituel dans les quelques travaux où cette variable est utilisée (cf. chapitre 1).

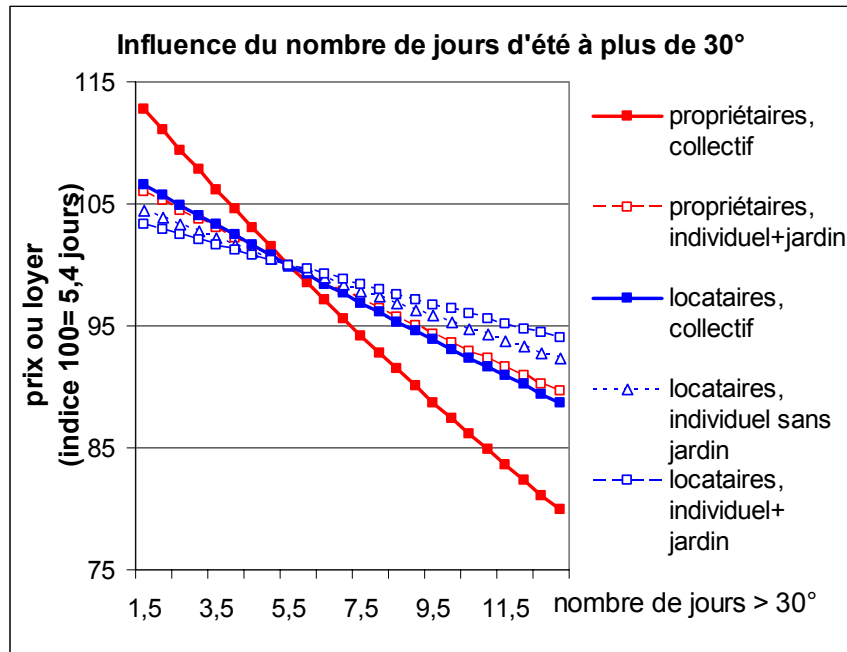
➤ Il faut noter que nos résultats décrivent assez finement le rôle de la température d'été, puisque le prix hédoniste de la température moyenne est positif alors que celui du nombre de jours de grande chaleur est négatif.

Henderson (1982) obtient aussi un résultat qui révèle une combinaison subtile de la chaleur estivale : la température moyenne de Juillet a un signe positif qui est négativement lié à l'ensoleillement, ce qui montre que ce dernier est une aménité plus appréciée dans les régions aux étés moins chauds (cf. chapitre 1).

Pour préciser notre analyse, il faut distinguer les types de logements et d'espaces car cette variable n'intervient pas de la même façon sur tous les segments du parc de logement ni dans tous les types d'espaces.

La figure 127 permet, tout d'abord, d'examiner l'influence sur le prix d'un logement ou son loyer du nombre de jours où la température dépasse 30° en Juillet et en Août.

Figure 127



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

La pente négative de chacune des courbes, qui montre qu'une forte chaleur estivale est une nuisance significative, est un résultat attendu. Ce qui l'est moins, bien que ce soit intuitif *ex post*, c'est que les jours de grande chaleur estivale font baisser le prix du logement de façon plus importante dans un appartement que dans une maison avec jardin. Les maisons individuelles en propriété et avec jardin sont à l'indice 90,3 dans les communes qui comptent 7 jours de grande chaleur de plus que la moyenne (qui est de 5,5 jours) et les appartements en propriété sont à l'indice 81,1 dans la même situation climatique, soit environ 9 points de moins. Il en est de même pour les locataires, bien que les écarts soient moindres : l'indice est de 94,4 pour les maisons avec jardin, de 89,4 pour les logements en immeubles collectifs et de 92,8 pour les maisons individuelles sans jardin.

➤ *Les fortes chaleurs estivales sont donc une nuisance plus fortement ressentie par les ménages en appartement que par ceux en maison individuelle avec jardin.*

Le tableau 40 indique le prix d'une journée supplémentaire où la température dépasse 30°, selon le type de logement (et d'espace). Pour un locataire de maison avec jardin, le loyer annuel diminue de 42 € pour une journée chaude de plus en Juillet et en Août. La baisse est de 55 € par an pour ceux dont la maison ne dispose pas d'un jardin : ce dernier permet donc de mieux supporter la chaleur en été. Pour un locataire d'appartement, enfin, le loyer annuel est de 81 € inférieur par journée mensuelle à plus de 30°. Pour un propriétaire, une journée chaude de plus lors d'un mois d'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 maisons sans jardin en propriété n'ont pas été renseignées, car elles sont peu nombreuses dans la base de données).

Tableau 40 : Prix hédoniste d'un jour supplémentaire de grande chaleur en été

Type de logement et d'espace	Prix hédoniste
Locataires, maison avec jardin	- 42 €/an
Locataires, maison sans jardin	- 55 €/an
Locataires, collectif	- 81 €/an
Locataires, EDR, maison avec jardin	- 22 €/an
Propriétaires, maison avec jardin	- 1642 €
Propriétaires, collectif	- 3333 €
Propriétaires, EDR, maison avec jardin	- 1120 €

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

Une autre différence apparaît dans le tableau 40 : les journées de grande chaleur sont plus supportables en été dans l'espace à dominante rurale que dans celui à dominante urbaine. La différence est de 0,5 % du prix d'achat pour une journée mensuelle à plus de 30° pour un propriétaire et elle est de 0,3 % pour un locataire (ces valeurs sont significativement différentes de zéro). En valeur absolue, la nuisance d'une journée mensuelle à plus de 30° est de - 22 € par an pour le locataire d'une maison individuelle avec jardin dans l'espace à dominante rurale et de - 1120 € pour le propriétaire de ce type de logement, soit une réduction de près de moitié du prix hédoniste pour le premier et de plus du tiers pour le second. Il n'est pas surprenant, tout au moins *ex post*, que la nuisance de fortes chaleurs estivales soit moindre dans les campagnes qu'en ville.

➤ *Les inégalités face au climat n'opposent donc pas seulement de grandes régions françaises aux climats différents. 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).*

Notons que l'estimation du prix de cette nuisance selon le type de logement ou d'espace fournit une indication sur le consentement à payer d'un ménage pour être logé en maison individuelle avec jardin ou dans un appartement climatisé : si les consommateurs ont le comportement microéconomique habituel, les surcoûts de ces équipements (climatisation, jardin) doivent compenser exactement la réduction de la nuisance qu'ils permettent d'obtenir.

6.5. Hiver : pluviométrie et température

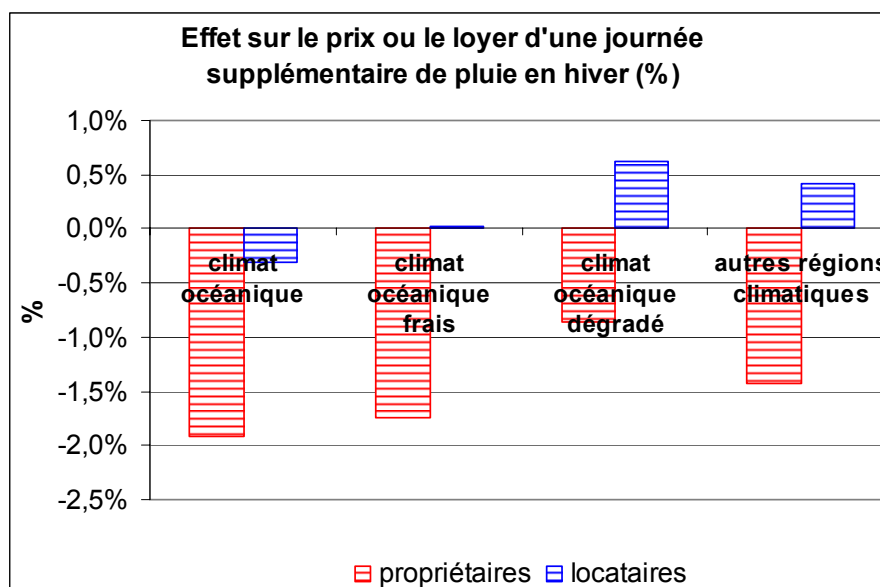
Comme nous l'avons indiqué précédemment (section 6.1.2), l'effet du climat en hiver est plus difficile à saisir que celui des mois d'été. Nous avons privilégié la pluviométrie, à travers la variable du nombre mensuel de jours de pluie. La température sera également introduite, mais son effet sera résiduel du fait des variables déjà présentes dans la régression.

6.5.1. Le nombre de jours de pluie en hiver

La pluviométrie elle-même doit être traitée en tenant compte des régions climatiques : la première variable est le nombre mensuel de jours de pluie et elle est complétée par des interactions selon l'appartenance aux diverses régions climatiques (figure 121), seules les interactions significatives étant retenues. La figure 128 indique les résultats. Notons, tout d'abord, qu'ils ne sont significatifs que pour les propriétaires. Nous attendions des effets moindres des variables climatiques sur le loyer que sur le prix d'achat d'un logement, pour les raisons précédemment développées (l'horizon sur lequel les propriétaires capitalisent les

aménités et nuisances climatiques est plus long que celui des locataires, compte tenu d'une mobilité résidentielle moindre). C'est pour cette variable que la différence est la plus sensible.

Figure 128



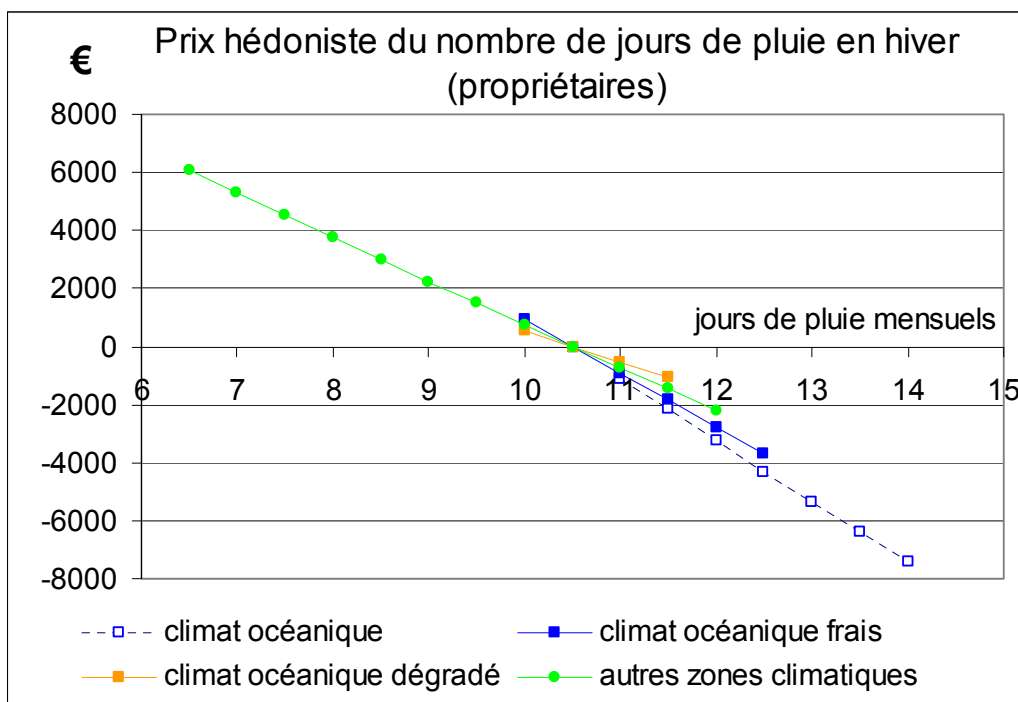
Source : INRA-CESAER, Dijon et CNRS-ThéMA, Besançon d'après INSEE - IGN - Météo France

Pour les propriétaires, l'effet d'une journée supplémentaire de pluie lors d'un mois d'hiver est d'environ - 1,5 % du prix du logement. Il est significativement plus élevé en climat océanique (- 1,9 %) et en climat océanique frais (- 1,7 %) et, à l'inverse, il n'est que de - 0,9 % sous le climat océanique dégradé. L'effet moyen est, en valeur absolue, de - 1750 €, ce qui est inférieur à l'effet de la température estivale mais reste néanmoins important.

Il est logique que la pluie en hiver soit une nuisance plus forte en climat océanique et océanique frais, puisque la pluviométrie hivernale de ces régions est abondante. De même qu'il n'est pas surprenant que l'effet soit moindre en climat océanique dégradé, pour deux raisons. D'une part, la pluviométrie hivernale y est moindre et elle est souvent associée à des journées froides et ensoleillées, qui semblent appréciées des ménages dans cette zone. D'autre part, il s'agit d'une zone de climat de transition, où les variations inter-annuelles du climat sont importantes, ce qui donne moins de sens aux moyennes et ne permet sans doute pas aux ménages d'apprécier correctement leur valeur.

Il apparaît donc que les prix unitaires d'une journée de pluie en hiver doivent être analysés en fonction de leur fréquence : le prix hédoniste total peut varier fortement selon que les zones climatiques sont plus ou moins arrosées. La figure 129 permet de prendre en compte le nombre mensuel de jours de pluie selon les zones climatiques. Les limites des segments de droite correspondent grosso modo à D1 et D9 de la distribution de chacune de ces zones.

Figure 129



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

Cette figure montre une assez bonne linéarité de l'effet total, qui va de la zone océanique, la plus arrosée, aux autres régions (essentiellement du Sud du pays), qui sont plus sèches. Cependant, les effets statistiques indiqués par les paramètres de la régression restent visibles : la pente est de plus en plus forte lorsqu'on va des régions sèches aux régions pluvieuses. Si bien que, en prenant l'exemple d'une journée de pluie de plus que la valeur moyenne (11,5 au lieu de 10,5), son prix hédoniste est de - 1085 € en climat océanique dégradé, de - 2177 en climat océanique, de - 1860 € sous le climat océanique frais et, enfin, de - 1475 € dans les autres régions.

➤ *La pluviométrie en hiver fait baisser le prix d'achat des logements et le phénomène est accentué dans les régions qui connaissent un grand nombre de jours pluvieux.*

6.5.2. La température en hiver

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. Rappelons, en effet, que les variables déjà présentées expliquent 46 % de la variance de la température en hiver (cf. annexe 3). Nous allons détailler ces résultats dans la section qui suit. Cet effet résiduel de la température en hiver est assez faible. Il n'est pas surprenant, tout au moins *ex post*, que cet attribut climatique ait un effet moins important que le nombre de jours de pluie en hiver. Il est, en effet, plus facile de se défendre contre le froid que contre la pluie.

➤ *Les résultats suggèrent 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.*

L'influence de l'anti-cyclone continental, en particulier en climat océanique dégradé, est préférée à l'influence océanique, souvent associée à des dépressions qui apportent pluie et

humidité, en particulier en Bretagne et sur la façade Manche. Une exception à ce comportement du consommateur de climat s'observe pour des immeubles anciens difficiles à chauffer, qui rehaussent le poids de la température en hiver dans les préférences. C'est ce que nous allons examiner.

6.6. Climat, chauffage et type de bâtiment

Le prix d'attributs climatiques peut être lié à la dépense de chauffage du logement, qui elle-même dépend de caractéristiques de l'immeuble et du logement, principalement de sa date de construction. La figure 130 indique le prix hédoniste des variables d'interactions entre âge de l'immeuble et climat, pour les locataires et les propriétaires. Seules les variables ayant des effets significatifs ont été retenus.

Le surcoût occasionné par le chauffage de bâtiments anciens est d'autant plus élevé que les hivers sont froids. On attend donc un prix hédoniste des hivers rigoureux plus fortement négatif dans les logements anciens, et inversement là où les hivers sont doux. Tel est bien le résultat obtenu : 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).

Les jours de forte chaleur en été sont une nuisance qui dépend du type de logement (comme nous l'avons vu), mais qui semble varier également avec la date de construction des immeubles : ceux qui étaient neufs en 1988 semblent moins sensibles à la canicule (locataires), alors que ceux qui étaient neufs en 1996 ou en 2002 semblent, au contraire, occasionner une nuisance plus forte (propriétaires). Cependant, ces résultats ne reposent que sur un seul type de statut d'occupation et deux enquêtes *logement* sur les quatre analysées : il faut donc être prudent dans leur interprétation.

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 %).

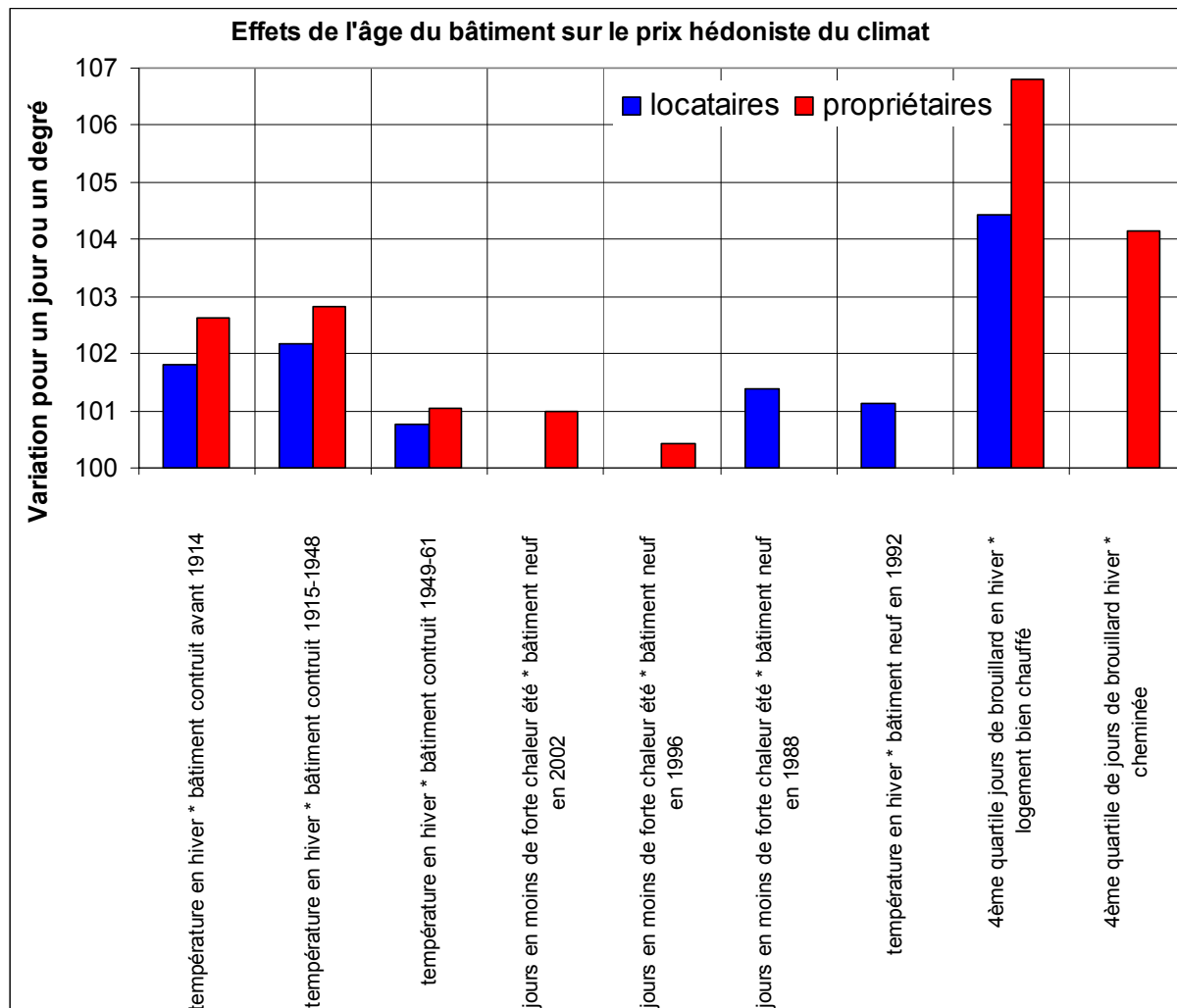
Ces résultats pourraient être prolongés dans le sens d'une étude des facteurs permettant d'économiser l'énergie, s'inscrivant ainsi dans les débats sur la dépendance énergétique française et le développement durable. En combinant des effets dus au type de bâtiment et au climat, les apports pourraient être originaux. A titre exploratoire¹⁹, nous avons fait une régression dans laquelle les dépenses totales en énergie (électricité, gaz, fioul, bois, charbon, etc.) sont expliquées par des caractéristiques du logement, du ménage et du climat. L'intérêt de ce premier dégrossissage est de montrer que les enquêtes *Logement* permettent des exploitations complémentaires à celles qui sont habituellement faites (cf. pour 2001-2002 : CEREN, non daté).

Les régressions ont été faites par les moindres carrés ordinaires. La variable expliquée est la consommation énergétique, exprimée en euros 2002. Les paramètres s'interprètent donc

¹⁹ La méthode économétrique demanderait à être affinée. Par exemple, il est probable que certains régresseurs ne sont pas indépendants de l'erreur, que d'autres variables explicatives pourraient être intégrées à l'équation, qu'il n'y a pas de raisons de se limiter aux emménagés récents, etc.

simplement en euros par an. Le tableau 41 indique les résultats. Les R^2 sont de 0,38 (propriétaires) et 0,32 (locataires).

Figure 130



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

Par rapport à 2002, qui est la référence, les dépenses étaient d'un montant comparable en 1996 mais elles étaient supérieures en 1988 et 1992. Le chauffage central individuel étant la modalité de référence, tous les autres modes de chauffage se traduisent par des dépenses inférieures. C'est particulièrement le cas du chauffage central collectif, qui fait économiser 370 €/an (locataires) ou 420 €/an (propriétaires) et du chauffage central urbain (valeurs comparables). Même le chauffage électrique se traduit par une légère économie de consommation par rapport au chauffage central individuel. Il ne s'agit pas de conclure à l'inefficacité de ce dernier. En effet, la quantité de combustible consommée n'est pas connue, pas plus que la température intérieure obtenue. Le coût en euros peut donc résulter d'un moindre chauffage du logement, de pertes énergétiques, d'un coût unitaire différent, etc.

Les caractéristiques de l'immeuble ont les effets attendus : la dépense en combustible est d'environ 180 €/an supérieure dans une maison individuelle que dans un appartement, elle augmente avec la surface habitable de façon linéaire pour un locataire mais, pour un propriétaire, à un rythme qui se ralentit pour les grands logements. La dépense est également plus importante quand le logement comporte plusieurs salles d'eau et elle est moindre quand

les pièces sont de petite taille. De façon un peu inattendue, la présence de cheminées fait sensiblement augmenter la consommation énergétique : entre 50 et 160 €/an supplémentaires selon le type de logement et le statut d'occupation.

La date de construction de l'immeuble a un effet cohérent avec les résultats que nous avons obtenus pour les interactions climat – immeuble ancien. Un immeuble qui date d'avant la 2^{ème} Guerre mondiale entraîne un surcoût énergétique de 70 à 100 €/an. Nous avons vu que dans ce type d'immeuble le prix hédoniste d'hivers froids était plus fortement négatif qu'en moyenne, la décote étant d'environ 2 à 3 % pour un degré de température moyenne de moins en janvier – février. Cela représente, pour un locataire, de l'ordre d'une centaine d'euros par an (et à peine un peu plus pour un propriétaire avec un taux d'actualisation de 4 %). Le surcoût énergétique est équivalent au prix hédoniste de moins d'un seul degré de température moyenne en moins. Les variations de température hivernale étant bien supérieures (l'intervalle D1-D9 est de 4,7°) :

➤ *Il est clair que le prix hédoniste d'un degré de température hivernale dans les immeubles anciens inclut d'autres composantes que le seul chauffage du logement.*

L'effet de logements neufs sur la consommation d'énergie est plus difficile à analyser, d'abord parce que les paramètres sont parfois non significativement différents de zéro et ensuite parce que les logements neufs sont occupés par des ménages qui peuvent avoir des caractéristiques particulières : l'hypothèse de mécanismes d'autosélection n'est pas à exclure, de même que celle de comportements particuliers.

D'autres variables, qui s'ajoutent aux caractéristiques du logement, contribuent à expliquer la dépense énergétique : elle augmente avec l'âge de la personne de référence, avec le nombre d'enfants présents dans le ménage, avec le nombre d'actif, ainsi qu'avec le revenu total du ménage. La dépense énergétique évolue en sens inverse du nombre de logements d'un immeuble (effet qui se combine avec le statut individuel ou collectif), et les ménages habitant au rez-de-chaussée ont une dépense supérieure à ceux des étages supérieurs, ce qui est logique.

On dépense davantage en énergie lorsqu'on habite une petite commune, et moins dans un pôle urbain. Les dépenses sont à peu des choses près identiques pour les ménages habitant des communes littorales, compte tenu des variables contrôlées dans la régression.

Parmi ces variables de contrôle, les caractéristiques du climat interviennent. La dépense énergétique augmente de 50 €/an (locataires) ou de 100 €/an (propriétaires) lorsque la température moyenne en hiver baisse de 1°, effet qui se cumule souvent à celui des journées de grand froid : pour un jour supplémentaire par mois, la dépense augmente de 30 €/an (locataires) à 60 €/an (propriétaires). A l'inverse, le nombre de jours de pluie en hiver permet plutôt de réduire la facture énergétique.

Retenons de cette analyse, premièrement que les propriétaires se défendent d'avantage contre le froid en hiver que les locataires (leur dépense est environ deux fois supérieure par degré), deuxièmement que les immeubles d'avant la 2^{ème} Guerre mondiale occasionnent des dépenses supérieures en hiver, mais que ces surcoûts sont limités par rapport au prix hédoniste de la nuisance climatique elle-même et, enfin, que les dépenses en énergie dues au climat ne peuvent expliquer qu'une petite fraction des prix hédonistes des variables climatiques. C'est assez logique, puisque la consommation de climat par un agent économique s'effectue en grande partie à l'extérieur de son logement.

Tableau 41 : Consommation d'énergie

	Locataires		Propriétaires	
	Paramètre	t	Paramètre	t
Intercept	530,07331	6,2	739,02612	5,8
Chauffage central individuel	Réf.		Réf.	
Chauffage central urbain	-353,51033	-10,3	-431,97861	-8,0
Chauffage électrique	-45,61246	-3,7	-7,21941	-0,5
Chauffage central collectif	-372,90648	-24,6	-420,09641	-15,5
Chauffage par appareils indép.	-87,71033	-5,2	19,61445	0,3
Modes de chauffage divers	-99,60245	-3,7	-156,05269	-3,3
loyer ou prix	0,23905	7,4	0,0011	8,1
Enquête <i>Logement</i> 1988	71,94791	4,0	112,90135	4,9
Enquête <i>Logement</i> 1992	128,63666	7,5	117,85777	4,6
Enquête <i>Logement</i> 1996	22,22006	1,3	-71,4836	-2,7
Enquête <i>Logement</i> 2002	Réf,		Réf,	
Logement individuel	171,84906	10,7	187,95256	7,0
Surface habitable	2,64819	4,4	5,23141	7,5
Surface habitable (carré)	0,00266	0,8	-0,00479	-2,0
Nombre de salles d'eau	36,72767	3,8	35,25765	4,2
Taille moyenne des pièces	0,04499	1,1	-7,97856	-2,3
Taille moyenne des pièces (carré)=	0,04499	1,1	0,0693	1,2
Cheminée (logement individuel)	90,22963	4,3	71,09609	5,3
Cheminée (logement collectif)	156,194	3,1	51,06678	0,7
Date de construction < 1914	65,02396	4,2	71,11627	2,8
Date de construction 1915-1948	70,92369	4,1	96,85601	3,4
Date de construction 1949-1961	43,19155	2,1	1,90476	0,1
Logement neuf en 1988	13,85438	0,3	-27,95728	-1,0
Logement neuf en 1992	7,91505	0,3	-114,5971	-5,2
Logement neuf en 1996	3,82631	0,1	19,25774	0,8
Logement neuf en 2001	-62,30506	-2,4	-22,78099	-0,9
Nombre d'étages de l'immeuble	-3,74852	-2,0	-9,36703	-3,0
Logement au rez-de-chaussée	61,75113	4,2	96,87006	2,7
Logement au dernier étage	NS		-8,13389	-0,2
Emprunts (euros / m ² habitable)	/		0,01747	4,7
Ancienneté d'occupation du	102,83479	23,5	77,05938	16,8
Age de la personne de référence	2,20297	5,5	4,82559	8,1
Nombre d'enfants du ménage	97,12064	17,0	42,9871	7,5
Nombre d'actifs du ménage	50,13584	6,6	22,35077	2,3
Revenu total du ménage	0,00016391	2,5	0,00030592	5,4
Localisation : pôle urbain	-39,88409	-2,2	-44,68863	-2,5
Commune 0 - 500 habitants	117,98261	3,5	122,913	4,3
Commune 500-2 500 habitants	74,1978	3,3	79,15491	3,7
Commune 2 500-5000 habitants	36,0757	2,3	37,63133	2,2
Littoral méditerranéen	45,10596	1,4	59,56311	1,6
Littoral océanique	61,00942	2,1	-5,31002	-0,2
Littoral manche	21,64913	0,7	-34,70329	-0,9
Température moyenne en hiver	-48,52624	-5,8	-100,1636	-9,2
Nombre de jours < - 5°	-31,41137	-3,7	-60,4936	-6,3
Nombre de jours de pluie en hiver			-9,15979	-2,1
Température * jours pluie en hiver	-1,42356	-2,3	-9,15979	-2,1

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

7. Le prix hédoniste du climat

Nous avons présenté le prix hédoniste de différents attributs qui constituent le climat, parfois avec des interactions entre ces variables. Nous allons maintenant étendre ces résultats en calculant le prix global du climat et en les cartographiant.

7.1. Les hypothèses

Quatre hypothèses sont introduites ici.

1. La première est la possibilité d'agrèger le prix des composantes climatiques pour obtenir un prix global : le prix du climat en un lieu donné est la somme des quantités des variables climatiques influentes pondérées par leurs prix unitaires. Cela suppose que les marchés du travail, foncier et des biens sont unifiés, c'est-à-dire que les travailleurs, les ménages et les firmes puissent choisir leur localisation en se déplaçant sans coût et en information complète pour. Nous supposons en outre un équilibre général sur les trois marchés. Dans ce cas, le prix implicite d'une aménité est donné par l'équation (3) de la section 1.1.2 (Blomquist *et alii*, 1988). Ce sont des hypothèses fortes, probablement non respectées dans la réalité. L'introduction d'interactions avec les grandes zones climatiques, que nous avons utilisées pour le nombre de jours de pluie (immobilier) ou la température (salaire) en hiver, permet de relâcher quelque peu ces hypothèses. Mais le sens de ces interactions est ambigu sur le plan théorique. Elles peuvent être interprétées comme :
 - Le résultat d'une hétérogénéité des consommateurs (par exemple les personnes âgées n'ont pas les mêmes préférences que les jeunes pour certains climats et elles sont plus présentes dans certaines zones que dans d'autres) ;
 - des variables qui capturent des variables climatiques omises ;
 - des imperfections du marché, du fait de l'incomplétude de l'information ou de coûts spatiaux.
2. La deuxième hypothèse est le choix d'un référentiel. Comme tout prix hédoniste, le prix du climat a une valeur relative et non absolue, c'est-à-dire qu'il se définit par rapport à une référence à laquelle on attribue la valeur zéro. La référence que nous avons choisie est la valeur moyenne de chacune des variables ayant un effet significatif dans les équations économétriques. Elle est de 5,4 jours mensuels à plus de 30° en été, pour raisonner sur un exemple. La contribution de cette variable au prix du climat sera négative dans une commune qui en compte davantage, et inversement pour une commune qui en a moins. L'effet moyen national de la variable sera donc nul. La référence choisie, qui prend la valeur moyenne pour toutes les variables étudiées, correspond au climat de certaines communes de l'Aisne, de l'Oise ou de la région parisienne (hors Paris), en particulier des Yvelines. La commune de Sèvres (92) est un exemple de ces communes au climat français « moyen ». Nous allons donc exprimer les prix hédonistes en positif ou en négatif par rapport à cette référence.
3. La troisième hypothèse tient compte d'effets du climat qui diffèrent selon les types de logement (appartement ou maison avec jardin), d'espace (espace à dominante rurale) ou, enfin, de statut d'occupation (propriétaire ou locataire). Nous avons choisi de pondérer les prix hédonistes obtenus pour chacun de ces types par leur part dans l'ensemble correspondant. En prenant l'exemple des grandes chaleurs en été, leur prix hédoniste dans une commune sera la somme du prix obtenu pour les propriétaires de maisons avec jardin multiplié par la part de ce segment du parc immobilier dans la commune, plus la somme du prix obtenu pour les propriétaires d'appartement multiplié par leur part relative, plus les mêmes produits pour les locataires. Le prix ainsi obtenu pour l'ensemble du parc

immobilier de cette commune sera ensuite multiplié par le coefficient qui correspond à l'EDR si la commune appartient à ce type dans le zonage en aires urbaines (ZAUER).

D'autres hypothèses économiques sous-tendent ce choix. Nous supposons une grande inertie du parc immobilier et du ZAUER. Il aurait été absurde de calculer un prix des journées de forte chaleur en été en appliquant systématiquement le paramètre estimé pour les maisons individuelles avec jardin et en propriété, puisque ce n'est pas la situation réelle. En choisissant d'utiliser la répartition actuelle du parc comme système de pondération, on suppose que cette répartition reste constante. Or, on sait qu'elle évolue (accroissement de la part des propriétaires, des maisons individuelles) mais à un rythme lent.

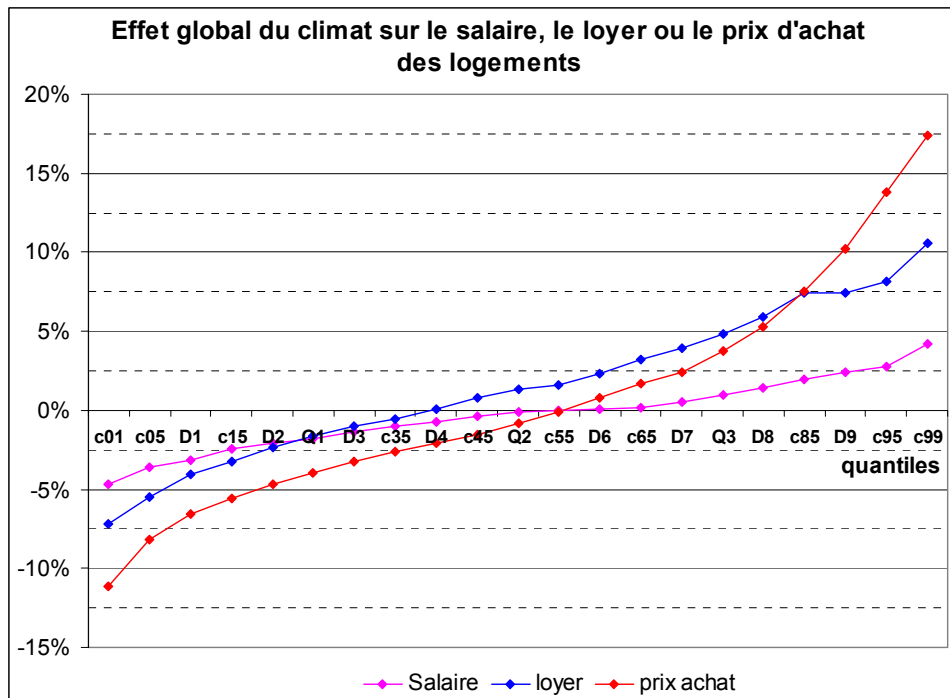
Cette pondération par la structure du parc de logements ou par le type d'espace peut entraîner des ruptures assez brutales du prix du climat d'une commune à une autre, qui ne correspondent pas à des microclimats différents mais à des effets d'un même climat qui diffèrent selon la proportion de ménages propriétaires ou locataires, en maison individuelle ou en appartement, dans l'EDR ou non. Le prix hédoniste du climat dans une commune dépend, en effet, de « quantités » de climat reçu en ce point (exprimé en degrés Celsius, jours, etc.) par des prix unitaires qui ne sont pas les mêmes selon la part des différents types de logement de cette commune. Pour ne pas donner trop d'importance à ces ruptures, et pour tenir compte de ce que les quantités elles-mêmes résultent d'une interpolation (ce ne sont donc pas des valeurs exactes), nous avons lissé les résultats présentés sur les cartes.

4. Le loyer est exprimé par logement et par an, le prix d'achat par logement et enfin le salaire est un salaire annuel par travailleur du secteur privé. Afin d'agrèger les composantes du prix hédoniste du climat pour ces trois groupes, il faut les exprimer dans une unité homogène. Nous choisissons de les ramener à un prix annuel par logement, ou par ménage. Pour le loyer, la pondération est donc de 1. Pour le prix d'achat, nous prenons un taux d'actualisation de 4 %. Pour le salaire enfin, 1,46 personne par ménage occupe un emploi, dont 90,8 % perçoivent un salaire et, parmi ceux-ci, 66,4 % sont des salariés du secteur privé, au sens où nous l'avons défini : finalement, c'est donc 0,89 salarié du secteur privé par ménage qui perçoit un salaire annuel capitalisant un prix du climat. C'est cette valeur de 89 % qui permet de pondérer la valeur des attributs climatiques capitalisés dans le salaire. Le signe est inversé par rapport à celui des attributs capitalisés dans les valeurs immobilières.

7.2. La variabilité du prix du climat

La figure 131 indique l'effet global des variables climatiques sur le montant du salaire, du loyer ou du prix d'achat du logement, en pourcentage de variation par rapport à la médiane (Q2). En laissant de côté les centiles extrêmes (c01, c05, c95 et c99), il apparaît une forte dispersion. L'effet cumulé des variables climatiques est le plus faible sur le salaire, puisque D1 (fin du premier décile de la distribution) est à - 3,2 % et D9 (fin du 9^{ème} décile) à + 2,5 % alors que pour le loyer, D1 est à - 4,1 % de la médiane et D9 à + 7,4 % ; c'est pour les propriétaires que la dispersion est la plus forte : ils payent un logement - 6,6 % à D1 et + 10,2 % à D9. Cette hiérarchie était attendue.

Figure 131



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

La courbe des locataires est décalée vers la gauche, puisque l'effet nul du climat sur le loyer est obtenu pour D4, alors que celle des propriétaires l'est vers la droite : l'effet nul est obtenu pour c55.

Pour ce qui concerne le salaire, bien que nous ayons exclu certaines catégories dont la rémunération n'est pas fixée sur le marché du travail, comme les fonctionnaires, d'autres travailleurs, que nous n'avons pas pu éliminer, perçoivent un salaire qui est déterminé indépendamment de la localisation du travailleur, donc sans que le climat ne puisse être pris en compte : salaire minimum interprofessionnel de croissance (SMIC) et salaires indexés sur le SMIC, conventions collectives de branches, entreprises multi-établissements avec grille salariale unifiée, etc.

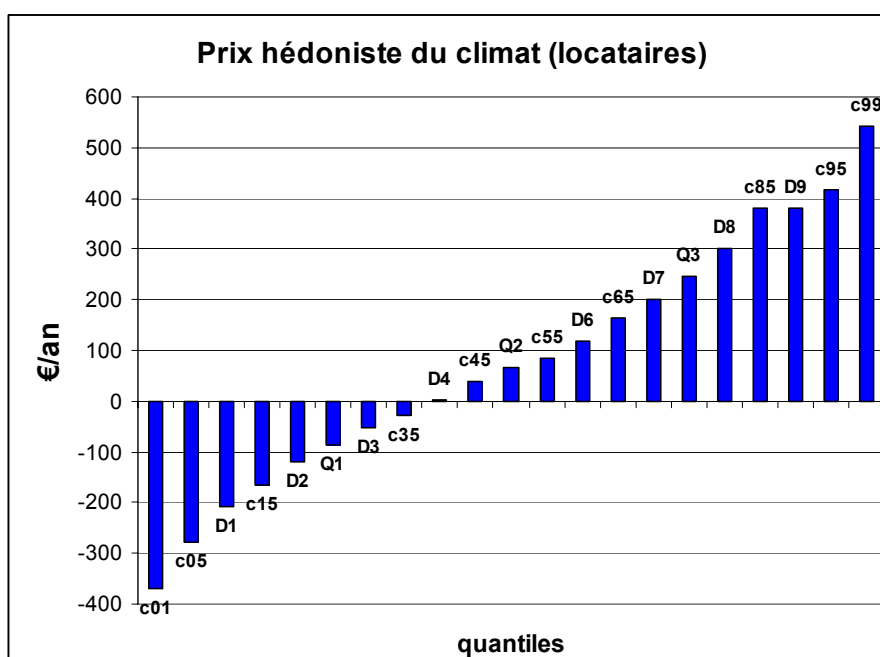
➤ *La capitalisation du climat dans le salaire est réduite du fait de règles qui régissent la rémunération du travail et qui constituent un appareil d'encadrement du marché plus développé en France que dans d'autres pays (Etats-Unis, etc.).*

Pour ce qui concerne l'immobilier, dont il faut rappeler que les estimations ont été faites séparément pour les locataires et les propriétaires, les effets sont légèrement plus amples pour les propriétaires que pour les locataires. Nous avons fait l'hypothèse que l'horizon de planification des premiers était plus long que celui des seconds, du fait d'un taux de déménagement nettement inférieur (qui provient lui-même de coûts de déménagement différents pour les deux statuts d'occupation). Les résultats sont cohérents avec cette hypothèse. Mais il est probable qu'une autre raison doit être recherchée pour expliquer la dissymétrie des deux distributions, ce qui nécessite des recherches complémentaires.

Les figures 132, 133 et 134 indiquent la variabilité des effets du climat en valeur absolue. Pour les locataires, le logement situé à 10 % de la distribution (D1) a un loyer de 210 €/an plus faible que le loyer médian et celui au niveau D9 un loyer de 380 €/an supérieur, soit une

variation de 590 €/an entre ces deux points. Le premier quartile est à - 85 €/an et le troisième à + 250 €/an.

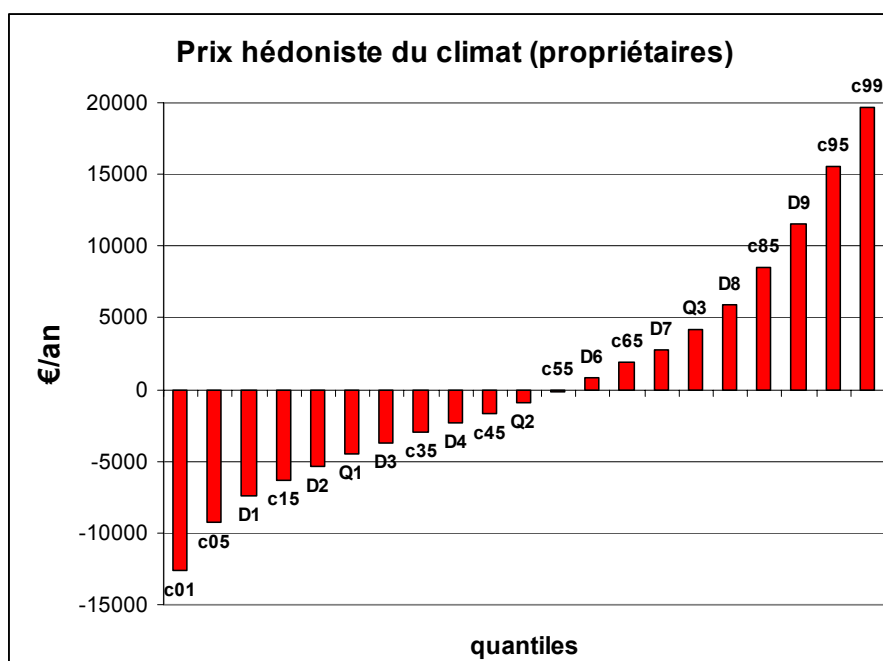
Figure 132



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

Pour les propriétaires (figure 133), le prix d'achat du logement au point D1 est de 7400 € plus faible que la médiane et le prix en D9 est de 12800 € plus élevé. L'écart inter-déciles est de 11500 € : elle dépasse donc le sixième du prix. L'écart inter-quartiles est de 8700 € (- 4500 € pour Q1, + 4200 € pour Q3).

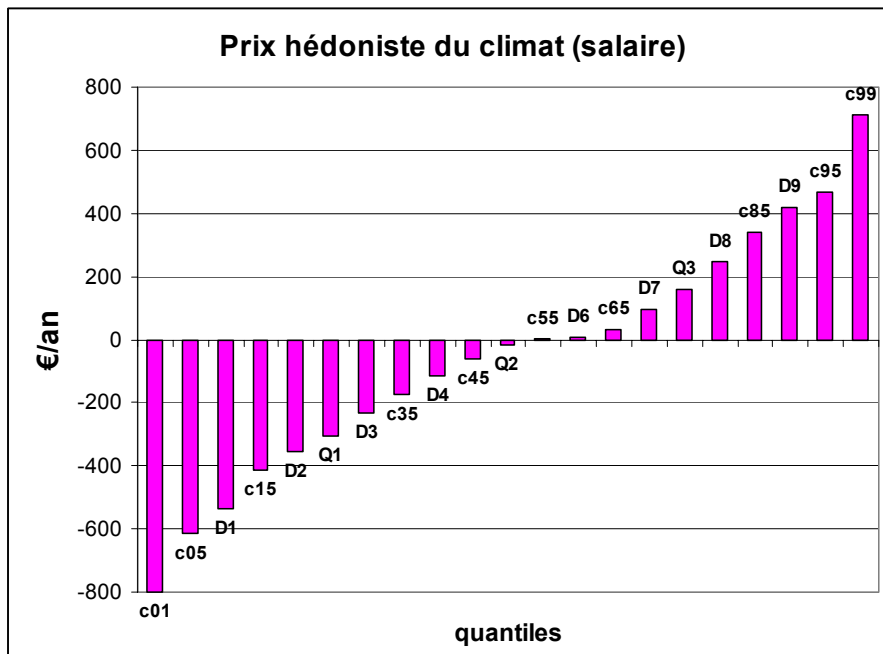
Figure 133



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

Enfin, pour le salaire (figure 134), le salaire annuel au point D1 est de 540 € plus faible que la médiane et le salaire en D9 est de 420 € plus élevé. L'écart inter-déciles est de 960 € et l'écart inter-quartiles de 470 € (- 310 € pour Q1, + 160 € pour Q3).

Figure 134

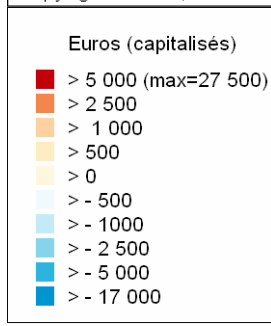
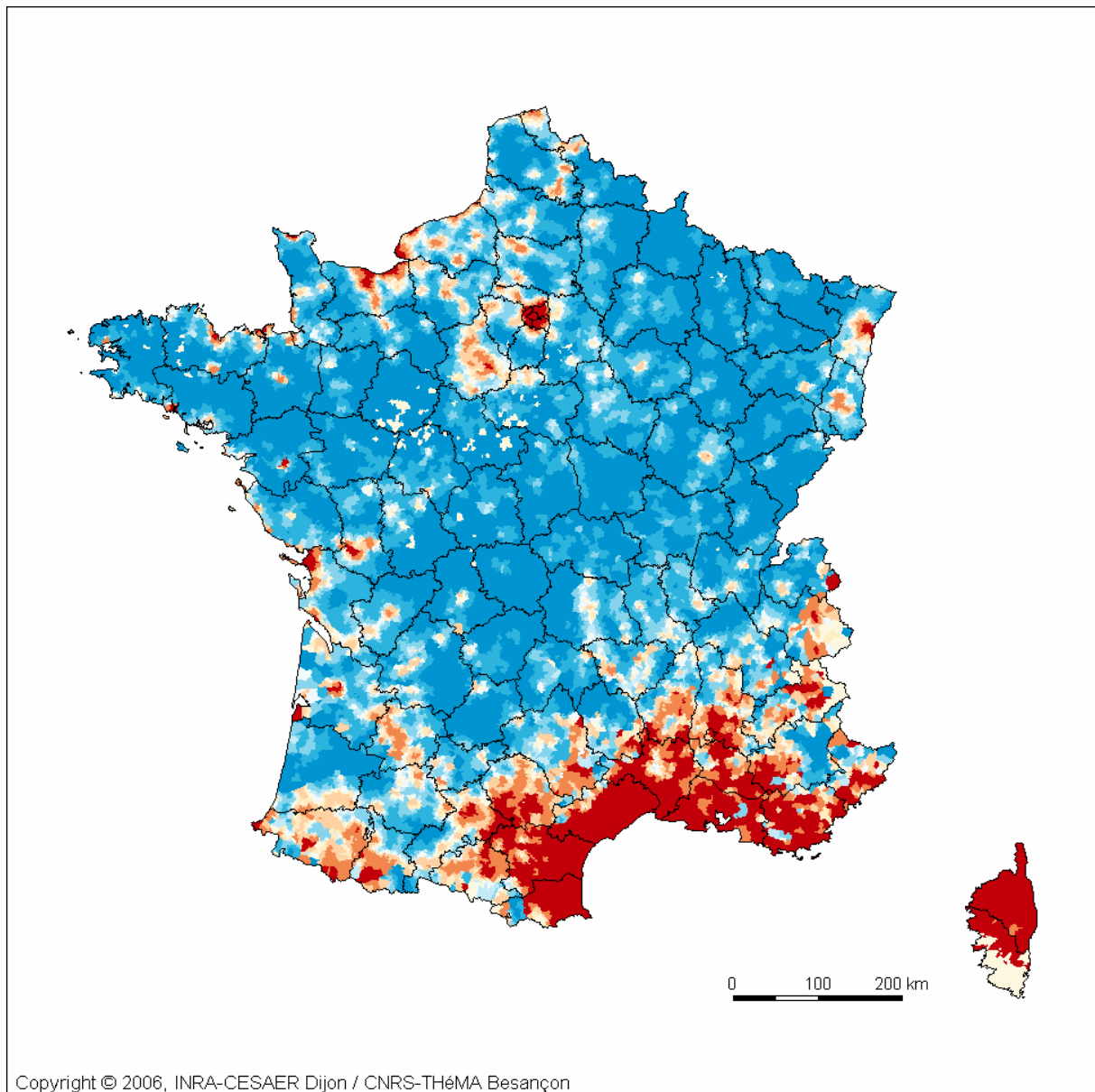


Source : INRA-CESAER, Dijon et CNRS-ThéMA, Besançon d'après INSEE - IGN - Météo France

7.3. La géographie du prix du climat

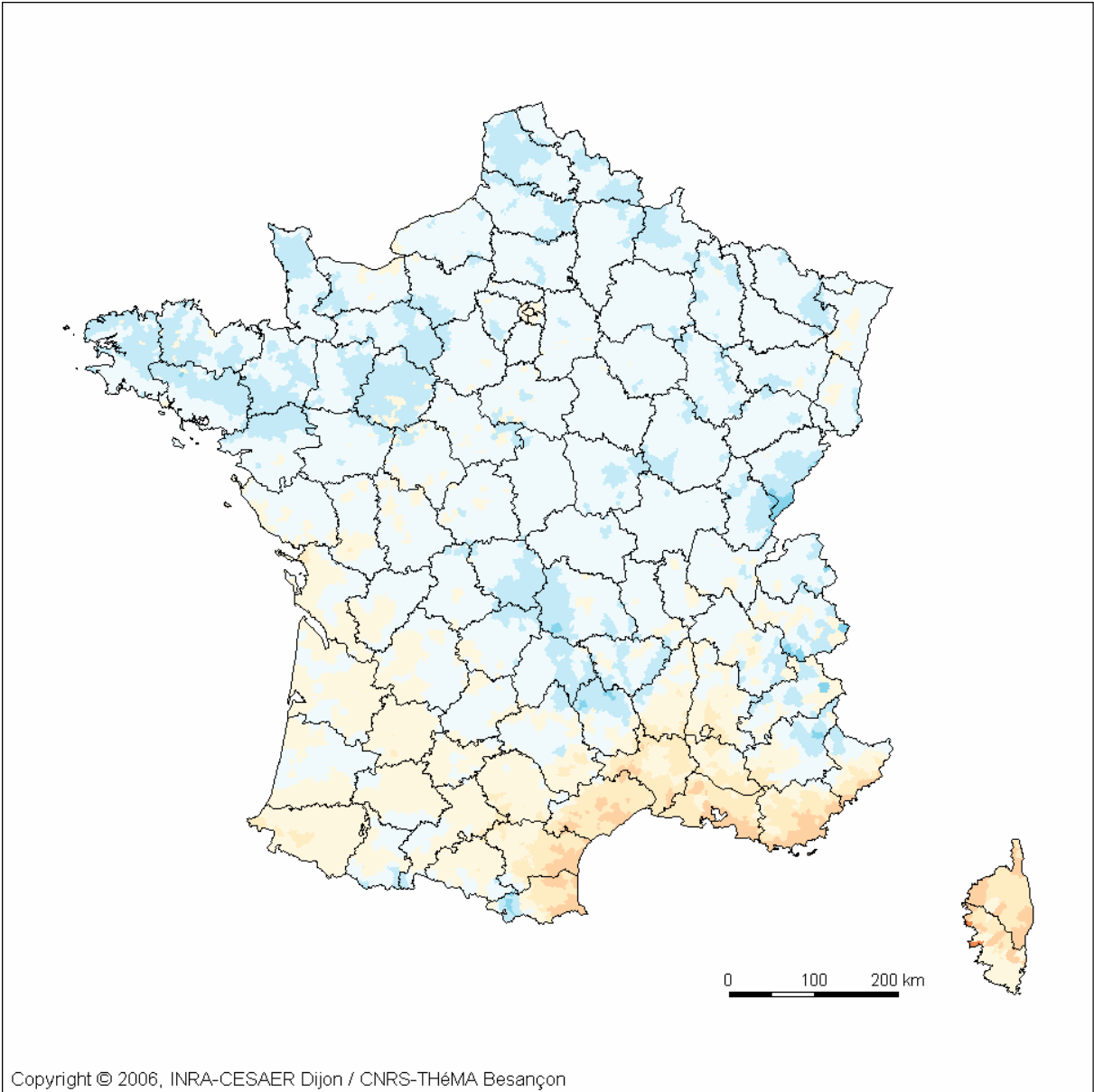
Les figures 135, 136 et 137 montrent le prix hédoniste du climat capitalisé dans les trois variables expliquées par les régressions : le prix d'achat du logement, qui concerne donc les propriétaires, le loyer (locataires) et le salaire (travailleurs).

Figure 135 . Prix hédoniste du climat capitalisé dans le prix d'achat des logements



Les bornes des classes sont identiques pour le loyer et le salaire, l'unité étant des euros par an, et ce sont les mêmes bornes et unités qui sont retenus pour les cartes qui vont suivre ; mais, pour les propriétaires, il s'agit d'euros que nous n'avons pas annualisés, ce qui ne permet pas une comparaison directe des cartes.

Figure 136 . Prix hédoniste du climat capitalisé dans le loyer des logements











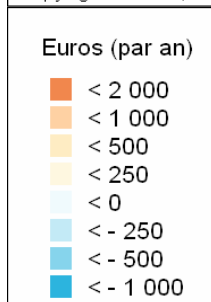
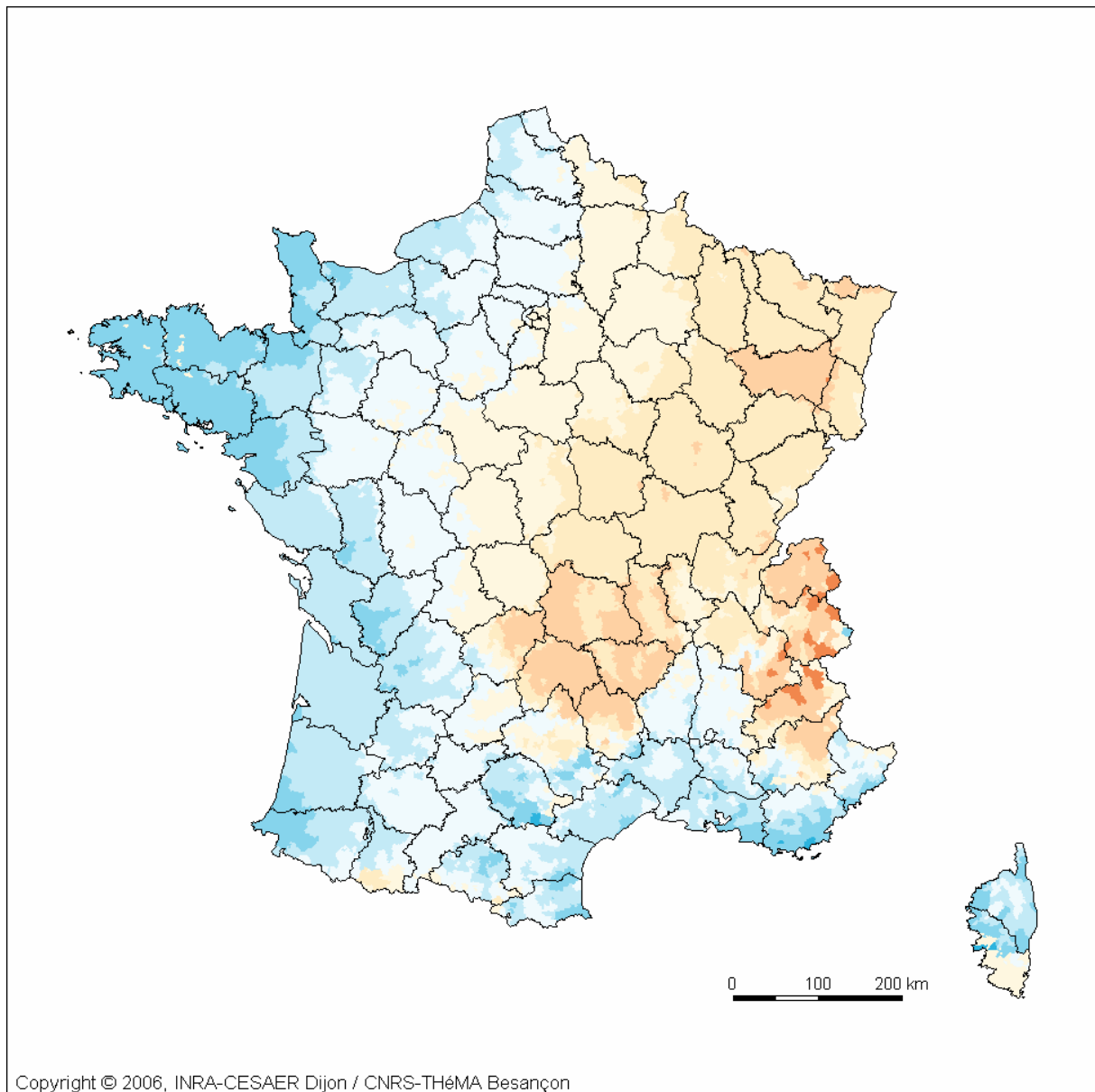
Euros (par an)	
	< 2 000
	< 1 000
	< 500
	< 250
	< 0
	< - 250
	< - 500
	< - 1 000

Figure 137 . Prix hédoniste du climat capitalisé dans le salaire



Ces cartes ont pour première caractéristique commune de faire ressortir la zone méditerranéenne pour le prix hédoniste élevé de son climat, que ce soit parce qu'il se capitalise en positif (immobilier) ou en négatif (salaire). Ceci concerne la façade méditerranéenne elle-même, les 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 et en positif dans le salaire : il s'agit du Massif central, des Vosges, de la Haute Savoie, etc. Le prix hédoniste du climat est également négatif pour les deux variables immobilières et positif pour le salaire 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).

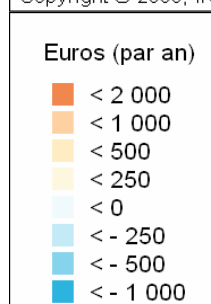
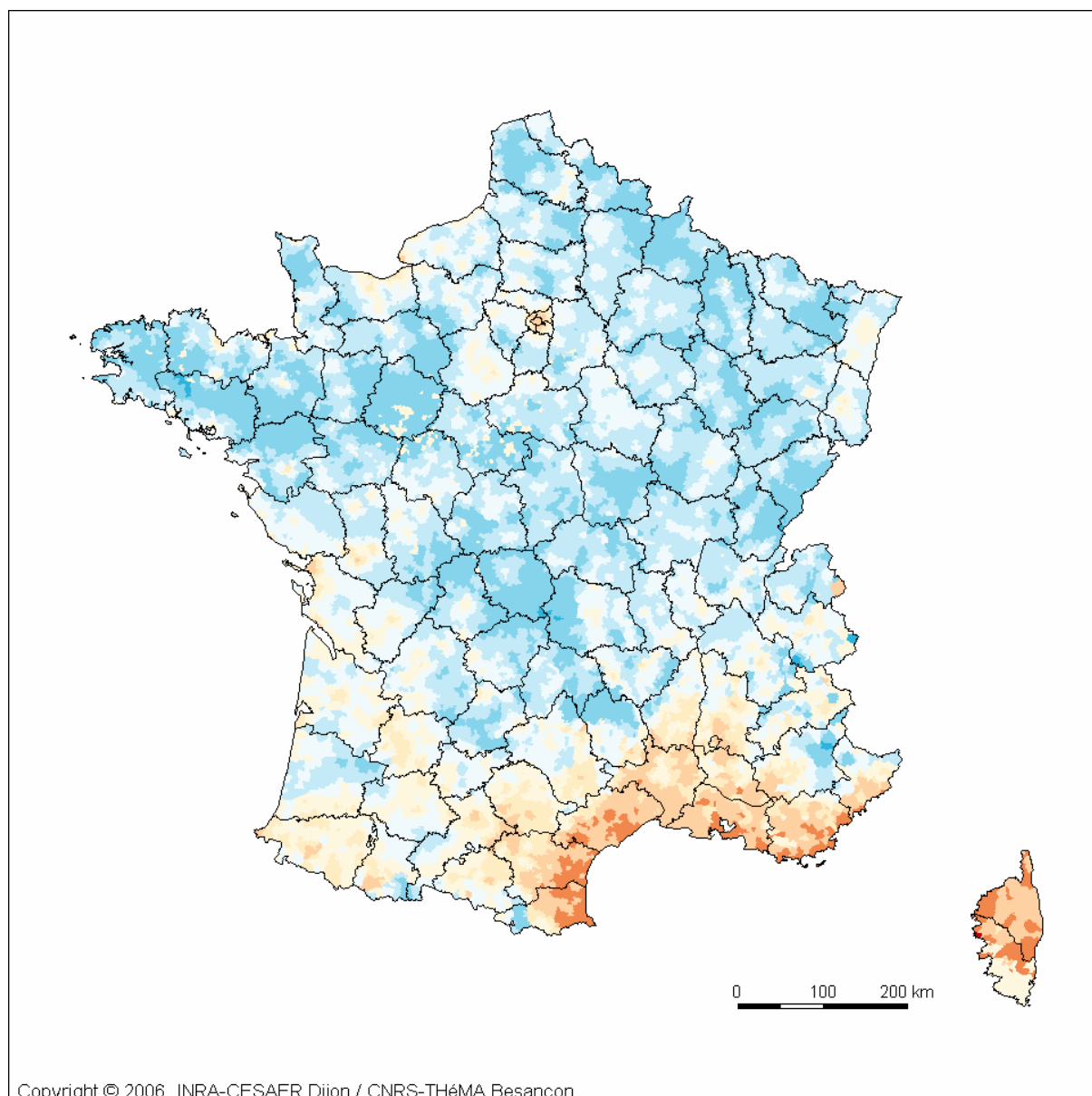
Dans d'autres régions, des différences apparaissent entre la capitalisation dans le salaire et les prix immobiliers, par exemple en Bretagne où la première est fortement négative (le travailleur apprécie donc ce climat), alors que les seconds sont également négatifs (l'habitant ne l'apprécie pas). Ces différences peuvent tenir à la méthode d'estimation de prix hédonistes au niveau national à partir d'un petit nombre de variables climatiques.

A un niveau plus local, une autre caractéristique ressort des figures 135 et 136 : les villes ont des climats dont le prix hédoniste capitalisé dans les valeurs immobilières est positif et élevé. La figure 138 confirme cette conclusion. Elle combine les résultats des propriétaires et des locataires pour calculer un prix hédoniste du climat capitalisé dans la valeur des logements, indépendamment du statut d'occupation. 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. La figure 135, relative aux propriétaires, montrait également cet effet urbain (ajoutons à la liste précédent : La Rochelle, Niort, Dijon, Troyes, etc.). C'est un résultat qui s'explique à la fois par les variables climatiques interpolées (la distance à la ville contribue à l'explication de plusieurs variables climatiques, comme l'a montré le chapitre 2) 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.

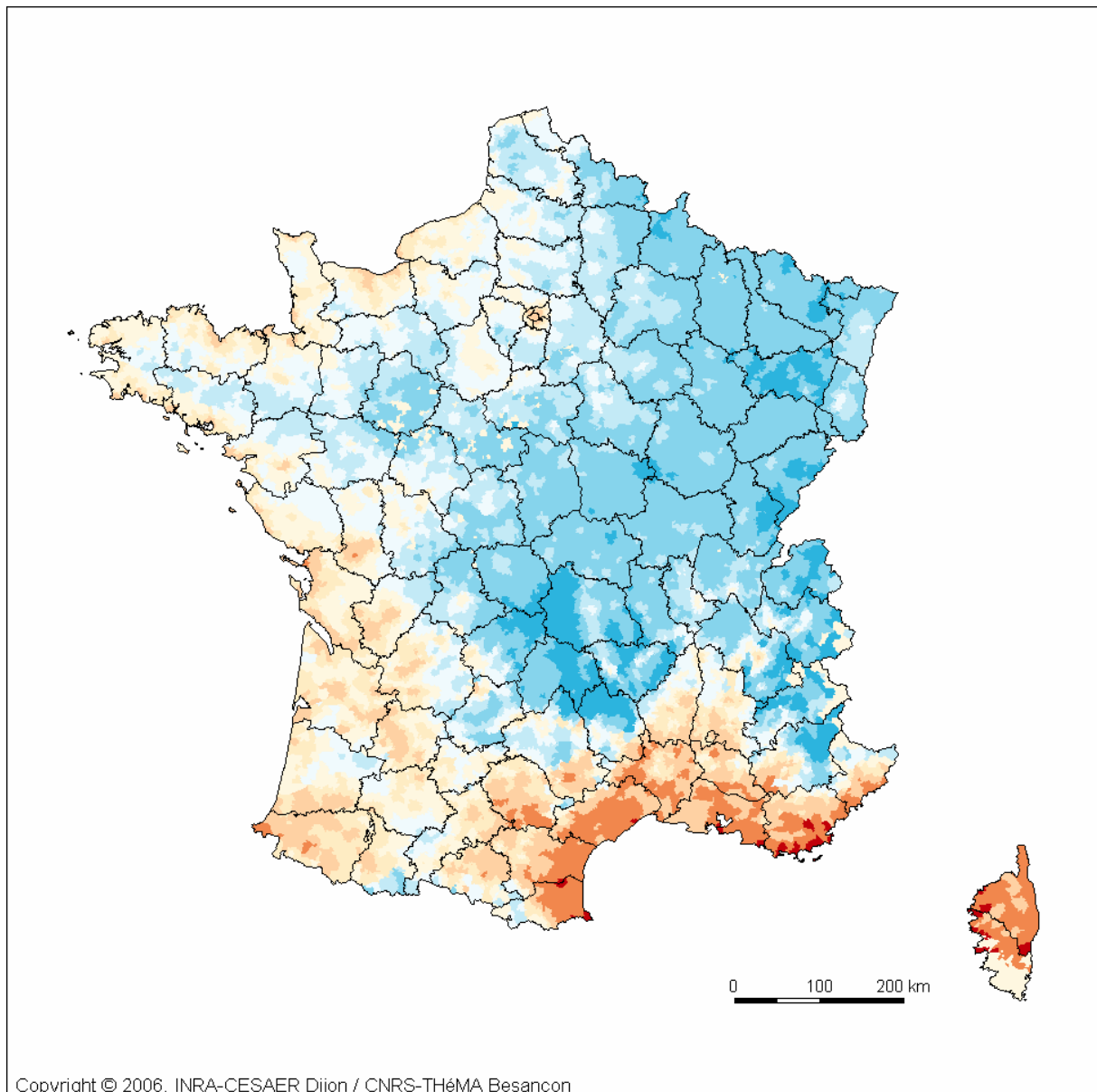
Les limites de nos modélisations apparaissent ici. D'un côté, elles permettent de saisir de grandes tendances statistiques et des régularités dans des liens entre variables, à des niveaux agrégés. Les déviations locales, les exceptions, les points singuliers sont intégrés aux termes d'erreur. Nous ne 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.

Figure 138 . Prix hédoniste du climat capitalisé dans l'immobilier



La figure 139 indique le prix hédoniste global du climat, égal à la fraction qui est capitalisée dans l'immobilier (illustré par la figure 138) moins la fraction qui est capitalisée dans le salaire (illustrée par la figure 137).

Figure 139 . Prix hédoniste du climat (immobilier et salaire)



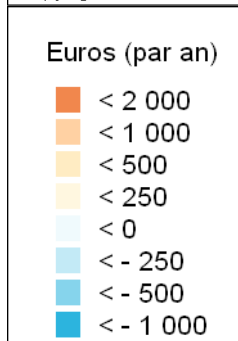
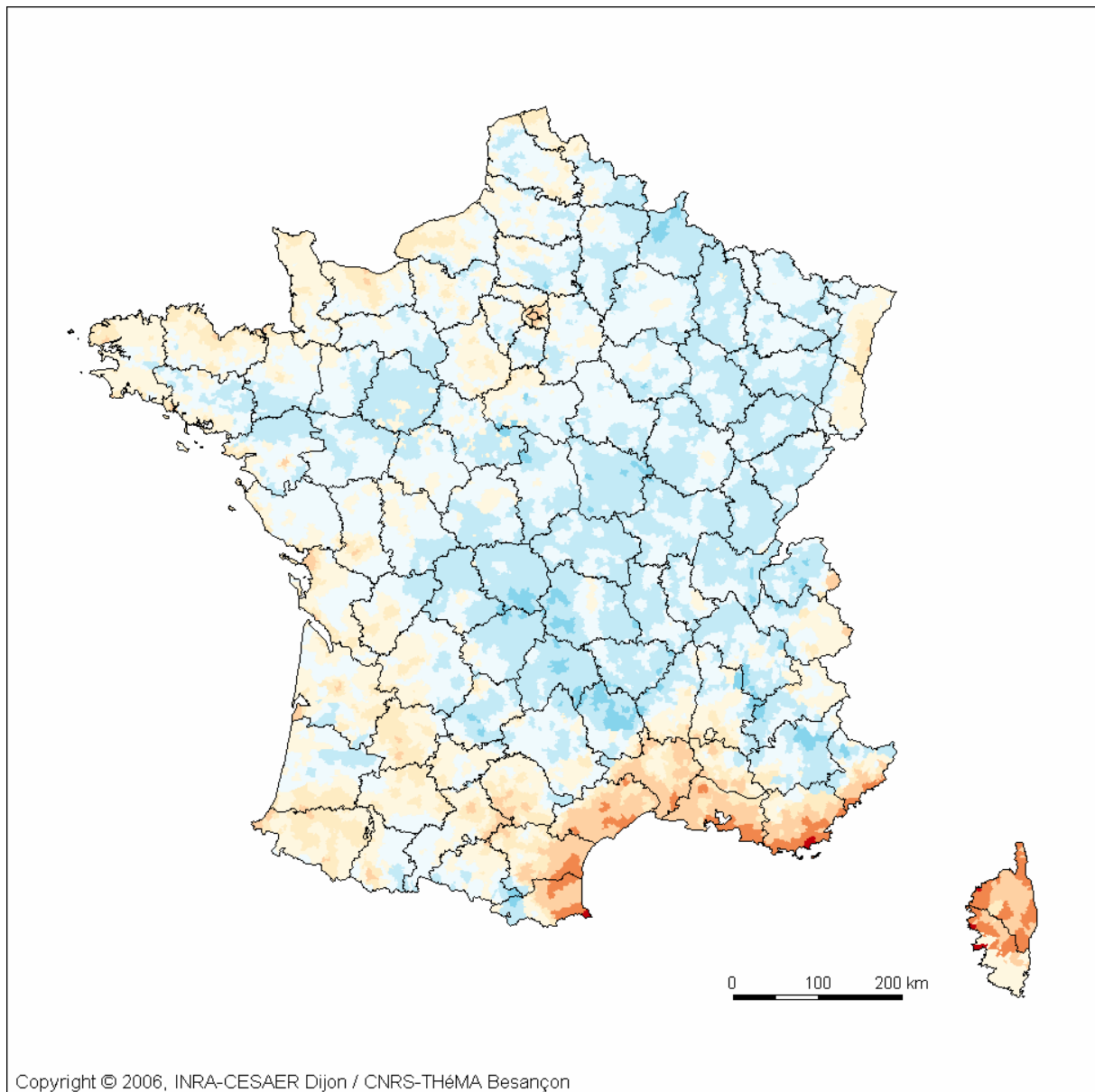
Euros (par an)

- < 2 000
- < 1 000
- < 500
- < 250
- < 0
- < - 250
- < - 500
- < - 1 000

Cette figure offre une certaine ressemblance avec celle de la capitalisation du prix du climat dans celui des logements, mais avec des différences sensibles. 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.

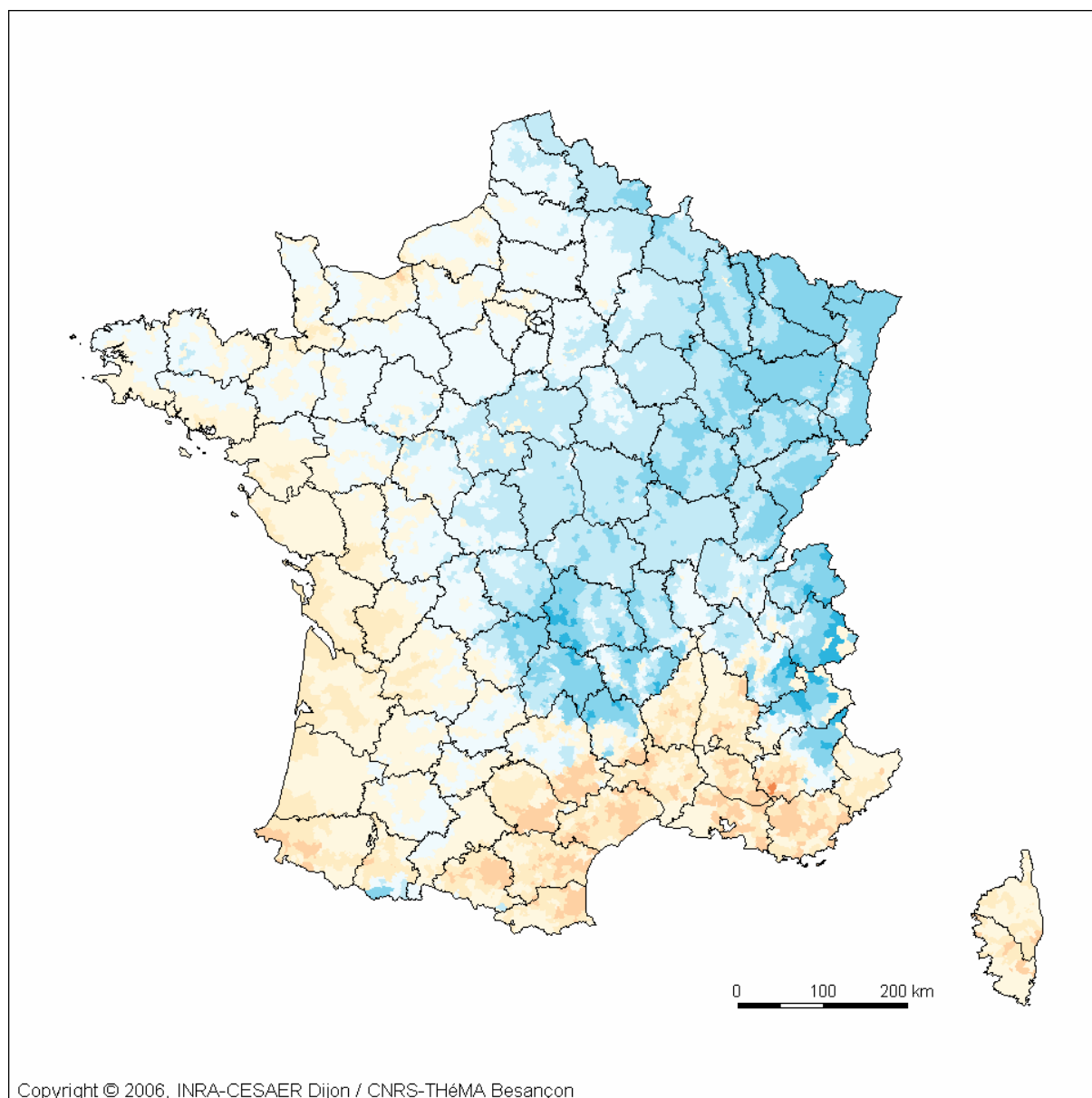
Les figures 140 et 141, enfin, permettent de décomposer le prix global du climat en deux fractions, correspondant au climat d'été (Juillet et Août) et d'hiver (Janvier et Février).

Figure 140 . Prix hédoniste du climat d'été (immobilier et salaire)



Elles montrent un contraste intéressant : les valeurs les plus positives s'observent pour l'été (façade méditerranéenne en particulier), alors que les valeurs fortement négatives correspondent aux mois d'hiver (Alpes, Massif central, Est).

Figure 141 . Prix hédoniste du climat d'hiver (immobilier et salaire)



Copyright © 2006, INRA-CESAER Dijon / CNRS-THÉMA Besançon

Euros (par an)

- < 2 000
- < 1 000
- < 500
- < 250
- < 0
- < - 250
- < - 500
- < - 1 000

8. Synthèse

La théorie économique montre que les aménités/nuisances naturelles et les externalités positives/négatives produites par l'activité économique peuvent avoir un prix, dit « prix hédoniste » (ou implicite), qui se capitalise dans la rente foncière et/ou le salaire. Elle permet de déduire ce prix hédoniste des prix observés sur le marché foncier et le marché du travail, dès lors que les « bonnes » hypothèses de la théorie sont réunies (marchés concurrentiels, agents optimisateurs, information parfaite, etc.). En particulier, l'économie urbaine et géographique expliquent comment intervient cette capitalisation avec un équilibre multi-marché (foncier et travail) ou un équilibre général (foncier, travail et biens) lorsque les ménages maximisent leur utilité et les firmes leur profit.

Les prédictions théoriques, pour les résumer brièvement, sont que la capitalisation foncière de ces effets non marchands se produit dans tous les cas lorsqu'ils apportent une utilité aux ménages, et que leur capitalisation salariale se produit seulement lorsque les firmes utilisent des aménités/nuisances ou des externalités dans leur fonction de production, ou bien lorsqu'elles utilisent un input foncier dont le prix capitalise ces biens.

Il est possible de traduire ce cadre théorique dans des modèles économétriques dans lesquels le prix hédoniste des biens non marchands se déduit des prix observés sur le marché foncier et le marché du travail. C'est ce que nous avons fait ici, en utilisant les enquêtes *Logement* de l'Insee, qui ont été mises à disposition de l'INRA après suppression de variables géographiques (afin de garantir l'anonymat), et enrichissement par d'autres caractéristiques spatialisées (position dans le système urbain français, variables climatiques, etc.). Le prix des logements (loyer des locataires ou prix d'acquisition des propriétaires) et le salaire des travailleurs (en se cantonnant, autant que faire se pouvait, aux salaires qui se fixent sur le marché du travail) sont égaux à la somme de quantités d'attributs élémentaires (qui sont des biens et caractéristiques homogènes) multipliées par leurs prix hédonistes. Ces derniers peuvent ainsi être estimés à partir de cette égalité traduite dans une équation économétrique.

Les résultats montrent que le prix d'un logement (loyer ou prix d'achat) et le salaire d'un travailleur dépendent en premier lieu de leurs caractéristiques propres. Il s'agit des attributs du logement : immeuble individuel ou collectif, surface habitable et taille du jardin lorsqu'il existe, confort, date de construction, etc. ; et des caractéristiques du travailleur : âge, diplôme, catégorie socioprofessionnelle, etc. Les résultats, pour ces caractéristiques « intrinsèques », apportent peu de surprises et ils sont cohérents avec les quelques travaux du même type réalisés en France, si bien que nous ne les reprenons pas dans cette synthèse. Retenons-en deux unités de mesure physique, que nous utilisons ensuite pour exprimer en ces unités le prix hédoniste d'autres attributs : premièrement, le prix d'une salle de bain supplémentaire (qui est presque toujours la seconde, car rares sont les logements qui en comptent plus de deux) est, en chiffres ronds, de 500 euros de loyer annuel ou de 10000 euros lorsqu'il s'agit de l'achat d'un logement. Deuxièmement, la différence de salaire entre un bachelier et un travailleur avec un diplôme bac plus deux est d'environ 600 euros par an.

Ce sont les variables de localisation résidentielle du ménage ou du travailleur qui sont le centre d'intérêt de cette étude. Les plus influentes d'entre elles sont évidemment la position dans le système urbain français. C'est ainsi que, du seul fait de la taille de Paris, les propriétaires qui y habitent ont payé leur logement deux fois plus cher qu'un logement équivalent situé dans l'EDR, toutes choses égales d'ailleurs. Conformément à l'attente, le salaire est supérieur dans les grands marchés et il est inférieur en zones défavorisées et dans l'espace à dominante rurale, toutes choses égales d'ailleurs. Des attributs de qualité sociale de la commune de résidence interviennent également sur le prix du logement (jusqu'à + 20 à 30

% de plus-value pour les communes opulentes) et sur le salaire (jusqu'à - 6 % pour les habitants des communes pauvres en région parisienne), toutes choses égales d'ailleurs.

Les prix hédonistes résultant d'une localisation résidentielle dans une commune littorale ou de montagne ont été plus particulièrement examinés. Ces deux types de localisations sont valorisés sur le marché immobilier, mais le salaire n'y est pas significativement différent de celui perçu dans des communes plus éloignées de la mer ou dépourvues de pistes skiabiles. Pour ce qui concerne le logement, la présence de pistes de ski sur une commune est un indicateur assez frustré, ce qui peut expliquer la grande variabilité des résultats obtenus. C'est donc pour le littoral que l'étude a pu être approfondie.

Le loyer ou le prix d'achat moyen calculé à partir des enquêtes *Logement* de l'Insee est identique pour les communes du bord de mer et pour le reste du territoire. Mais la prise en compte des caractéristiques propres de ces logements et de leur position dans le système urbain fait apparaître une plus-value importante : elle est de 10 à 12 % du loyer ou du prix d'un logement. Les communes à quelques minutes de la mer (entre 5 et 15mn) connaissent également une plus-value, qui est de 3 à 5 % et il n'y a plus d'effet pour les communes plus éloignées. En traduisant ces pourcentages en euros, on peut considérer qu'il s'agit des prix hédonistes de la localisation vis-à-vis du littoral. Mais cette localisation est elle-même l'agrégat d'attributs plus élémentaires, que sont le climat du bord de mer, les services récréatifs qui s'y trouvent, la vue sur la mer, la vie sociale des stations balnéaires, etc. Les caractéristiques climatiques ont été extraites de cet ensemble ; nous avons estimé leur prix hédoniste au tiers environ du total. Les biens non climatiques qui composent l'ensemble « localisation sur le littoral » ont un prix hédoniste d'environ 370 €/an pour le loyer et de 8750 € pour le prix d'achat d'un logement (le prix de la vue sur la mer ou d'une localisation sur le front de mer ne pouvait être isolé dans la base de données), prix qui tombe à 130 €/an et 4270 € (respectivement) pour lorsqu'il faut compter de 5 à 15 minutes de trajet jusqu'à la mer.

Le prix hédoniste d'un ensemble de caractéristiques climatiques a pu être estimé à partir des données présentées dans le chapitre deux. Comme nous l'attendions, les aménités/nuisances du climat se capitalisent à la fois dans le salaire et dans la valeur du logement. Ce résultat, qui confirme d'autres travaux, permet de conclure que les études réalisées à partir d'un seul marché, que ce soit celui du travail ou de la terre, sous-estiment le prix hédoniste du climat.

Les prix hédonistes des attributs climatiques capitalisés dans le salaire sont assez faibles. Cela peut résulter d'un mode de fixation du salaire qui ne dépend pas toujours de la localisation du travailleur, donc du climat qu'il consomme. Nous avons retenu les variables qui ressortent le mieux, qui sont les températures moyennes d'été et d'hiver. Premièrement, lorsque la température moyenne des mois d'été passe de 19,3° (médiane de la distribution) à 22,2° (fin du 9^{ème} décile de la distribution), la diminution du salaire est de près de 300 €, soit presque 2 % de celui-ci, ou encore la moitié de l'écart entre un bachelier et un titulaire d'un diplôme bac plus deux. Un travailleur accepte un salaire inférieur, toutes choses égales d'ailleurs, lorsque les étés sont chauds. Deuxièmement, pour un degré de température moyenne en plus en hiver, le salaire annuel diminue d'environ 200 € (un peu plus en région de montagne ou océanique, un peu moins sous un climat océanique doux ou frais, presque pas en zone méditerranéenne). Une variation de 3° de la température moyenne en hiver a donc un effet sur le salaire équivalent à deux années d'étude supplémentaires après le baccalauréat. Pour dire les choses autrement, lorsque le salaire ne dépend pas du climat, comme pour les fonctionnaires, il est équivalent de prolonger ses études pour obtenir un diplôme bac plus deux ou de se satisfaire du baccalauréat et de migrer vers une région où les hivers sont plus doux de trois degrés.

La capitalisation dans les valeurs immobilières de l'utilité que le climat procure aux ménages est plus importante que celle estimée pour le salaire. En termes synthétiques, retenons que

climat d'été influence l'utilité plus que celui d'hiver. Le premier apporte de l'utilité au consommateur lorsque la température moyenne est élevée, mais les journées de trop forte chaleur sont une nuisance. En hiver, ce sont les journées pluvieuses qui diminuent l'utilité, la température moyenne n'ayant un prix hédoniste négatif que dans les immeubles anciens, difficiles à chauffer. De plus, les brouillards hivernaux sont également une nuisance, alors que le vent en été est ressenti de façon positive. Détaillons quelque peu ces résultats.

Un degré de plus de température moyenne en été augmente le loyer de 3,6 % et le prix d'achat d'un logement de 3,9 % ; ou encore, une variation de 2,5° de la température moyenne d'un mois d'été équivaut à peu près au prix d'une salle de bain supplémentaire ; ou bien, dit autrement, il y a une différence d'environ un sixième entre le loyer ou le prix d'achat de logements situés à D1 et D9 de la distribution. L'écart inter-déciles (D1-D9) est de 890 €/an de loyer ou de 18300 € de prix d'achat, soit presque le prix de deux salles de bain, toutes choses égales d'ailleurs : c'est dire le prix que les ménages mettent pour bénéficier d'étés chauds.

Cependant, lorsque la température dépasse 30°, la chaleur estivale devient une nuisance. Elle est plus fortement ressentie, d'une part, dans un appartement que dans une maison individuelle avec jardin et, d'autre part, dans les villes que dans l'espace à dominante rurale. Si les mois de Juillet et Août 2003 ont compté huit journées à plus de 30° de plus que la moyenne trentenaire, ce qui fut le cas dans de nombreuses régions, cette année caniculaire a eu un coût de 330 € pour un ménage locataire en maison individuelle avec jardin et de 610 € pour celui louant un appartement. Avec un taux d'actualisation de 4 %, ce coût a été de 500 € pour un propriétaire d'une maison avec jardin et de 960 € pour celui possédant un appartement. Le coût de la canicule est donc toujours élevé. Il est supérieur d'environ 50 % pour un propriétaire que pour un locataire (avec le taux d'actualisation retenu) et il est presque deux fois supérieur en appartement qu'en maison individuelle. A la campagne, la canicule de 2003, sur la base de huit jours à 30° de plus que la moyenne trentenaire pour les deux mois d'été, a eu un coût de 350 € pour le propriétaire d'une maison individuelle, soit presque trois fois moindre que le coût ressenti par le propriétaire d'un appartement en ville. L'inégalité face au climat ne concerne donc pas seulement les localisations à petite échelle, opposant classiquement Nord et Sud du pays et Est à Ouest, mais elle existe également à grande échelle, entre villes et campagnes, et elle opère également selon le type de logement.

Les caractéristiques du climat en hiver ont des prix hédonistes inférieurs à ceux de l'été. Le nombre de jours de pluie intervient sur l'utilité des ménages, mais pour les propriétaires seulement ; la température moyenne joue aussi un rôle, mais pour les immeubles anciens seulement. C'est ainsi que prix hédoniste d'une journée de pluie supplémentaire lors d'un mois d'hiver est d'environ - 1500 €, soit à peu près - 1,5 % du prix d'achat du logement. Ce prix hédoniste est un peu supérieur dans les régions les plus arrosées (climat océanique et océanique frais) et un peu plus faible sous le climat de transition entre influence Atlantique et continentale (de l'Ile-de-France à la Bourgogne). Le loyer ou le prix d'achat des immeubles construits avant la seconde guerre mondiale est supérieur d'environ 2 % par degré de température moyenne hivernale en plus, probablement parce que le chauffage y coûte plus cher. La valorisation d'un climat hivernal doux s'observe également pour les immeubles construits jusqu'au début des années 1960 (elle tombe à environ + 1 %), puis elle disparaît pour les immeubles plus récents.

Le froid en hiver est donc gênant, mais seulement pour les logements difficiles à chauffer. En outre, durant cette saison l'effet de la pluviométrie prime sur celui de la température. Il est, en effet, plus facile de se défendre contre le froid (sauf dans les logements les plus anciens) que contre la pluie et l'humidité. Cette interprétation est cohérente avec le prix hédoniste significatif du nombre de jours de brouillard (pour un propriétaire : + 6000 € dans les régions

qui en comptent le moins, – 3260 € dans celles où il y en a le plus). Elle est renforcée par l'effet accentué du brouillard dans les logements mal chauffés (de l'ordre de – 5 à – 7 % de décote dans les régions qui en comptent le plus) et par une plus grande valorisation des cheminées dans ces mêmes régions (+ 4 % pour un propriétaire, soit 4700 €).

Nous obtenons donc, pour l'hiver, des prix hédonistes de variables climatiques qui dépendent du logement, tout comme pour l'été. C'est, *ex post*, tout à fait logique, puisqu'il est assez banal de dire que les caractéristiques d'un logement permettent de se défendre bien ou mal contre les effets du climat : maison ou appartement, date de construction, type de chauffage, localisation en ville ou à la campagne permettent de supporter ou d'apprécier différemment les mêmes climats. La climatisation, les piscines ou les vérandas étaient trop peu répandues dans le parc de logement durant la période étudiée (1988-2001) pour qu'on puisse tester des interactions avec le climat du même types pour ces caractéristiques.

La géographie du prix hédoniste du climat, telle que les cartes ont permis de la montrer, connaît une grande variété de phénomènes très localisés, que les grandes zones climatiques qui caractérisent l'hexagone ne permettait pas de soupçonner. Cette diversité observée à grande échelle est le produit de variations climatiques elles-mêmes locales, que les cartes du chapitre deux ont permis de révéler, et de variations du parc de logement ou du statut d'occupation à la même échelle. Les canicules sont moins sévères à Arles qu'à Auriol, pourtant peu éloigné, non seulement parce que les jours d'été très chauds y sont environ un tiers moins nombreux, mais aussi parce que 57 % des ménages habitent une maison individuelle alors que les deux tiers des Aubagnais sont en appartement.

Nous n'avons fait que très peu de comparaisons de nos résultats avec ceux de la littérature internationale. Celle-ci, ainsi que l'a montré le chapitre 1, concerne essentiellement les Etats-Unis et porte sur des échelles ou des objets spatiaux très différents des nôtres (les 50 Etats américains, les principales métropoles). Outre la taille des deux pays, ces différences de méthode rendent les comparaisons peu utiles. Il est assez fréquent qu'il en soit ainsi en matière de prix hédonistes de biens non-marchands. Follain et Jimenez (1985), pour d'autres variables que celles que nous étudions ici, ont tenté de telles comparaisons, avec des efforts importants pour homogénéiser les données, et ils concluent que ce type d'exercice est presque impossible. Les quelques travaux réalisés sur des pays européens posent d'autres problèmes méthodologiques (cf. chapitre 1), si bien qu'il ne nous a pas non plus semblé utile de comparer leurs résultats à ceux obtenus ici.

Références bibliographiques du chapitre 4

- Agreste (2005) – Données chiffrées, Agriculture, n° 169. L'utilisation du territoire en 2004.
- 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.
- Cavailhès, J., Goffette-Nagot, F. (2001) - Logement et localisation résidentielle dans l'espace urbain et rural en France. Evolutions 1984-1996 - Volume 1, Dijon, INRA-ESR, document de recherche n°57, 248 p.
- Cavailhès, J., Peeters, D. (2005) – *Residential equilibria in a green urban area*. Workshop 'The role of open space and green amenities in the residential move from cities', Dijon, 14-16 Décembre, 36 p.
- Cavailhès, J., Wavresky, P. (2003) – Urban influences on periurban farmland prices – *European Review of Agricultural Economics*, 30: 333-357.
- CEREN (Centre d'études et de recherches économiques sur l'énergie) (non daté) – *Équipements énergétiques des résidences principales*. Enquête Logement 2001-2002, 8 p.
- 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.
- 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.
- Glaeser E.L. (1998) – Are Cities Dying? – *Journal of Economic Perspectives*, 12 : 139-160.
- Goffette-Nagot, F. (1994) – *Analyse micro-économique de la périurbanisation : un modèle de localisation résidentielle* – Dijon, INRA-ESR, thèse de doctorat, Université de Bourgogne.
- Gyourko, J., Kahn, M., Tracy, J. (1999) – Quality of life and environmental comparisons – In Mills, E. S. and Cheshire, P. (eds): *Handbook of Regional and Urban Economics*, vol 3, *Applied Urban Economics*: 1413-1454.
- 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.
- Hoehn, J., Berger, M., Blomquist, M.G. (1987) – A hedonic model of wages rents and amenity values – *Journal of Regional Science*, 27 (4): 605-620.

- Cragg, M., Kahn, M. (1999) – Climate consumption and climate pricing from 1940 to 1990 – *Regional Science and Urban Economics*, 29, 519-539.
- Kazmierczak-Cousin S. (1999), *L'évaluation des fonctions d'enchères des ménages : les agglomérations Lilloise et Brestoise* - PhD thesis, University of Lille, 308 p.
- 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. (2004) – *Economic aspects of climate change* – Dissertation, Hamburg, den 3. mai 2004.
- Rignols, E. (2002). La consommation des ménages depuis quarante ans. *INSEE Première* N°832.
- 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.
- Searle, S. R., Casella, G. and McCulloch, C. E. (1992) – *Variance Components* – New York: Wiley.
- Sheppard S. (1999), Hedonic analysis of housing markets - In Mills, E.S. and P. Cheshire(Eds), *Handbook of Regional and Urban Economics*, vol 3, Applied Urban Economics, pp. 1595-1635.
- Snijders, T. A. B. and Bosker, R. J. (1999) – *Multilevel Analysis* – London: Thousand Oaks, New Delhi: SAGE publications.
- 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.

Annexe 1 - Liste des variables ajoutées aux enquêtes Logement

Altitude de la mairie

Altitude maximale de la commune

Commune littorale (présence, absence)

Distance à la bretelle d'autoroute la plus proche et durée du trajet pour y accéder

Temps de trajet vers la ville la plus fréquentée et vers la ville de plus de 10000 habitants la plus fréquentée

Hébergement touristique collectif (total des capacités)

Autres hébergements touristiques (total des capacités)

Réseau de transport urbain (présence, absence)

Surface de la commune

Surface de la commune rapportée à la surface moyenne des communes du département

Existence d'un plan d'occupation des sols en 1988

Distance à vol d'oiseau entre la commune de résidence et la commune-centre de l'aire urbaine pour les communes situées en aire urbaine selon le ZAU-ER de 1999

Distance en minutes par le réseau routier entre la commune et le pôle urbain le plus proche

Distance en minutes par le réseau routier entre la commune et la mer

Pour les communes en aire urbaine (hors la commune-centre de l'aire urbaine) : localisation dans le quadrants NE NO SE SO par rapport au centroïde de la commune-centre de l'aire urbaine.

Pourcentage des ménages imposables au titre de l'IRPP en t, en t-4 et en t-8 pour la commune et la moyenne de l'aire urbaine

Revenu imposable moyen par foyer fiscal imposable en t, en t-4 et en t-8 pour la commune et la moyenne de l'aire urbaine

Population de la commune en 1990 et 1999 par tranches de taille

Emplois de la commune en 1990 et 1999 par tranches de taille

Population du pôle urbain en 1990 et 1999 par tranches de taille

Emplois du pôle urbain en 1990 et 1999 par tranches de taille

Population de l'aire urbaine en 1990 et 1999 par tranches de taille

Emplois de l'aire urbaine en 1990 et 1999 par tranches de taille

Emplois de sa commune-centre de l'aire urbaine en 1990 et 1999 par tranches de taille

Population de la commune-centre de l'aire urbaine en 1990 et 1999 par tranches de taille

Evolution de la population de la commune et de l'aire urbaine entre 1990 et 1999

Evolution des emplois de la commune et de l'aire urbaine entre 1990 et 1999

Pourcentage des personnes de référence des ménages de la commune appartenant aux

catégories socioprofessionnelles regroupées en 8 postes en 1990 et 1999

Pourcentage des personnes de référence des ménages de l'aire urbaine appartenant aux catégories socioprofessionnelles regroupées en 8 postes en 1990 et 1999

Pourcentage des personnes de référence des ménages du pôle urbain appartenant aux catégories socioprofessionnelles regroupées en 8 postes en 1990 et 1999

Pourcentage des personnes de référence des ménages de la commune centre de l'aire urbaine appartenant aux catégories socioprofessionnelles regroupées en 8 postes en 1990 et 1999

Evolution entre 1990 et 1999 du poids dans le nombre de ménages de la commune et de l'aire urbaine des PR des ménages selon les catégories socioprofessionnelles regroupées en 8 postes

Densité de population et densité de la population et des emplois en 1990 et 1999 de la commune, du pôle urbain et de sa commune-centre et de l'aire urbaine selon le ZAU-ER 1999 et le ZAU-R 1990

Poids dans l'emploi total des emplois de fonctions métropolitaines supérieures (définition de Julien) en 1999 pour l'aire urbaine

Poids des chômeurs dans la population active en 1990 et 1999 pour la commune, pour le pôle urbain et sa commune-centre et pour l'aire urbaine

Rattachement de la commune à un type du ZAU-ER de 1999

Annexe 2 - Formes et spécification de l'équation de salaire

		Nombre obs.	Forme linéaire R ² =0,4603		Forme logarithme R ² =0,5369		Forme Box Cox (0. R ² =0,5739	
			Paramètre	t	Paramètre	t	Paramètre	t
Intercept			15265	51,8	9,543		55,562	
cat.	Professeurs, professions scientifiques	116	4883	4,8	0,269	5,0	4,747	5,6
socio.	Professions de l'information, des arts et des spectacles	158	1522	1,7	0,096	2,1	1,767	2,5
prof.	Cadres administratifs et commerciaux d'entreprise	1387	6640	11,1	0,231	7,4	4,851	9,9
	Ingénieurs et cadres techniques d'entreprise	1077	5839	9,4	0,233	7,1	4,669	9,1
	Professions intermédiaires de la santé et du travail social	514	-454	-0,9	0,051	2,0	0,571	1,4
	Clergé, religieux	12	-13899	-4,9	-0,978	-6,6	-16,375	-7,0
	Professions intermédiaires administratives et commerciales des entreprises	1740	1942	5,8	0,123	7,0	2,196	8,0
	Techniciens	1195	367	0,8	0,066	2,6	1,037	2,6
	Contremaîtres, agents de maîtrise	867	1507	3,0	0,092	3,4	1,663	4,0
	Employés administratifs d'entreprises	2583	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
	Employés de commerce	1138	-1439	-4,1	-0,159	-8,6	-2,431	-8,4
	Personnels des services directs aux particuliers	1725	-2677	-8,5	-0,378	-22,7	-5,267	-20,3
	Ouvriers qualifiés de type industriel	1883	-47	-0,1	0,016	0,8	0,283	0,9
	Ouvriers qualifiés de type artisanal	1687	-1511	-3,8	-0,088	-4,2	-1,543	-4,7
	Chauffeurs	742	-1559	-3,4	-0,062	-2,6	-1,138	-3,0
	Ouvriers qualifiés de la manutention, du magasinage et du transport	511	-1321	-2,5	-0,035	-1,2	-0,793	-1,8
	ouvriers non qualifiés de type industriel	1787	-1795	-4,6	-0,136	-6,6	-2,230	-6,9
	Ouvriers non qualifiés de type artisanal	635	-2280	-4,5	-0,180	-6,7	-3,010	-7,2
	Ouvriers agricoles	328	-3926	-6,0	-0,346	-9,9	-5,396	-9,9
position	Manœuvre, ouvrier non spécialisé, ouvrier spécialisé ou hautement spécialisé	7147	35	0,1	0,057	3,7	0,606	2,6
prof.	Agent de maîtrise dirigeant des ouvriers, maîtrise administrative, commerciale	1251	2326	5,5	0,171	7,7	2,913	8,4
	Technicien, dessinateur, VRP (non cadre)	1515	1654	3,9	0,125	5,6	2,113	6,1
	Ingénieur ou cadre	2890	10414	19,7	0,448	16,0	8,890	20,4
	Employé de bureau, de service, de commerce, aide-soignante, etc.	7132	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
	Autres cas	882	1582	4,1	0,109	5,4	1,767	5,6
Temps partiel	Quart de temps ou moins	227	-8034	-12,1	-1,236	-35,3	-15,929	-29,1
	Plus que quart de temps à mi-temps	1131	-6130	-19,4	-0,632	-38,0	-9,511	-36,6
	Plus que mi-temps à trois quart de temps	646	-4274	-10,6	-0,376	-17,7	-5,967	-18,0
	Plus que trois-quart de temps à moins que plein temps	808	-2798	-7,8	-0,196	-10,3	-3,338	-11,2
	Plein temps		Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Nature emploi	Apprenti sous contrat ou stagiaire en entreprise ou en formation	332	-4375	-6,8	-0,657	-19,5	-8,752	-16,6
	Intérimaire	593	-3049	-7,3	-0,420	-18,9	-5,770	-16,6
	Contrat à durée déterminée	2739	-3178	-12,0	-0,384	-27,5	-5,456	-25,0
	Ayant un emploi sans limite de durée		Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
âge	Moins de 20 ans	449	-5340	-9,0	-0,679	-21,5	-9,318	-18,9
	De 20 à 24 ans	2020	-5085	-16,8	-0,352	-22,0	-5,926	-23,7
	De 25 à 29 ans	2960	-3775	-14,4	-0,172	-12,4	-3,334	-15,4
	De 30 à 34 ans	3232	-1865	-7,5	-0,065	-4,9	-1,375	-6,7
	de 35 à 39 ans	3206	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
	De 40 à 44 ans	2850	724	2,8	0,036	2,6	0,636	3,0
	De 45 à 49 ans	2545	858	3,2	0,047	3,4	0,852	3,9
	De 50 à 54 ans	2286	2226	8,0	0,094	6,4	1,824	8,0
	55 ans et plus	1274	2210	6,6	0,106	5,9	1,915	6,9
Genre	Homme	11921	3535	19,3	0,163	16,8	3,107	20,6
	Femme		Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.

		Nombre obs.	Forme linéaire R ² =0,4603		Forme logarithme R ² =0,5369		Forme Box Cox (0. R ² =0,5739	
			Paramètre	t	Paramètre	t	Paramètre	t
Diplôme le plus élevé	Supérieur à bac + 2	3118	3053	10,7	0,083	5,5	1,968	8,4
	Bac + 2	2060	492	1,7	0,023	1,5	0,490	2,1
	Baccalauréat général, technique, professionnel	3163	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
	capbep		-1092	-4,8	-0,045	-3,7	-0,914	-4,9
	bepc		-1223	-3,8	-0,076	-4,4	-1,274	-4,8
	cep		-2894	-8,1	-0,171	-9,1	-2,950	-10,0
	sansdipl		-2900	-9,8	-0,201	-12,9	-3,318	-13,6
National.	Français de naissance		Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
	Français par acquisition	734	-890	-1,8	-0,045	-1,7	-0,862	-2,1
	Européen (UE ou autre)	596	1590	2,3	0,012	0,3	0,520	0,9
	Africain (Afrique du Nord ou Subsaharienne)	489	-1417	-1,2	-0,076	-1,2	-1,419	-1,5
	Autres nationalités	95	-2833	-2,4	-0,130	-2,1	-2,416	-2,5
Pays naissan.	France	18390	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
	Pays d'Europe du sud		-550	-0,9	0,027	0,8	0,318	0,6
	Autre pays européen	279	2772	3,8	0,098	2,5	1,934	3,2
	Algérie, Maroc, Tunisie		296	0,6	-0,022	-0,8	-0,282	-0,7
	Autre pays africain	286	-1042	-1,3	-0,042	-1,0	-0,820	-1,2
	Autres pays	1867	1091	1,7	0,041	1,2	0,805	1,5
	Né en Afrique et naturalisé	356	-319	-0,2	0,024	0,3	0,323	0,3

Annexe 3 - Corrélations entre variables climatiques

A.1. Matrice de corrélations simples

	température moy. été	température moy. hiver	jours pluie été	jours pluie hiver	jours > 30°	jours < -5°	hauteur pluie été	hauteur pluie hiver
température moyenne été	1.00000	0.68142	-0.82986	-0.78283	0.84502	-0.30103	-0.46981	-0.15422
température moyenne hiver	0.68142	1.00000	-0.75346	-0.30752	0.43757	-0.90871	-0.80151	0.08730
nombre jours de pluie été	-0.82986	-0.75346	1.00000	0.74259	-0.69132	0.57193	0.79921	0.24215
nombre jours pluie hiver	-0.78283	-0.30752	0.74259	1.00000	-0.72736	0.04627	0.38067	0.43529
nombre jours temp. >30°	0.84502	0.43757	-0.69132	-0.72736	1.00000	-0.08971	-0.32664	0.08008
nombre jours temp. <-5°	-0.30103	-0.90871	0.57193	0.04627	-0.08971	1.00000	0.84435	0.04535
hauteur pluie en été	-0.46981	-0.80151	0.79921	0.38067	-0.32664	0.84435	1.00000	0.29274
hauteur pluie en hiver	-0.15422	0.08730	0.24215	0.43529	0.08008	0.04535	0.29274	1.00000

	ttemp_ete	ttemp_hiv	jpluie_ete	jpluie_hiv
ttemp_ete				
ttemp_hiv				
jpluie_ete				
jpluie_hiv				

A.2. Régression multiple de la température en hiver

Analysis of Variance

Source	DF	Sum of Squares	Mean Square	F Value	Pr > F
Model	3	46167	15389	10590.2	<.0001
Error		36471	52998	1.45314	
Corrected Total		36474	99165		
Root MSE		1.20546	R-Square	0.4656	
Dependent Mean		4.72907	Adj R-Sq	0.4655	
Coeff Var			25.49049		

Parameter Estimates					
Variable	DF	Parameter Estimate	Standard Error	t Value	Pr > t
Intercept	1	-22.45288	0.19952	-112.54	<.0001
ttemp_ete	1	1.19185	0.00872	136.67	<.0001
jtmax_ete	1	-0.08746	0.00348	-25.10	<.0001
jpluie_hiv	1	0.41414	0.00600	69.02	<.0001

Discussion et conclusion générale

■

L'approche quantifiée, spatialisée et statistique que nous avons adoptée ici nous semble contribuer au renouvellement de quelques aspects de la connaissance géographique et économique de la France, qui concernent les préférences de ses habitants, en particulier leur goût pour la mer et le climat, et l'analyse des migrations et des dynamiques démographiques territoriales.

Nous n'apportons pas d'éléments réellement neufs. L'attractivité du littoral a été montrée et soulignée, parfois depuis longtemps, par des statisticiens (Chavouet et Fanouillet, 2000 ; Julien, 1998), des démographes (Le Bras, 1993), des géographes (Nonn, 1972 ; Baccaïni, 1993, 2001) et des économistes (Aydalot, 1984 ; Gérard-Varet et Mougeot, 1997).

L'attractivité du climat a également nourri des discours anciens, par exemple avec le terme d'héliotropisme, ou autour de l'idée d'un renversement des disparités spatiales qui s'est opéré en faveur du Sud et au détriment du Nord et de l'Est du pays (Aydalot, 1985). Dans la littérature internationale, le rôle du climat dans les migrations a une longue histoire, à laquelle le nom de P.E. 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 : « more cloud cover and wetness have a negative impact on growth and the variables reflecting a warmer climate have a positive impact (...) climatic differences are strongly and significantly associated with differential rates of urban population growth ».

Par rapport à cette littérature, notre originalité nous semble être double. D'une part, sur le plan méthodologique, les variables permettant l'analyse des phénomènes que nous étudions sont localisées finement dans l'espace et soumises à des méthodes économétriques. Notre posture est donc résolument quantitative. D'autre part, sur le plan de la connaissance, nous relierions des questions de géographie ou de physique, en particulier le climat, à des comportements économiques, qui donnent un prix à ce climat, ce qui contribue à expliquer des dynamiques démographiques. Notre démarche est donc résolument pluridisciplinaire.

De nouveaux problèmes apparaissent à la lumière de cette analyse. Ils concernent aussi bien les producteurs de données climatiques (Météo France) ou statistiques (Insee en premier lieu), les disciplines scientifiques (climatologie, géographie, économie), que les pouvoirs publics en charge de la gestion et de l'aménagement du territoire national.

1. Le littoral

L'attractivité du littoral prend un sens plus précis dès lors qu'elle est quantifiée. La figure 142 indique l'évolution depuis 1962 du pourcentage cumulé de la population française selon le temps du trajet pour atteindre le littoral et la figure 143 montre la distance-temps moyenne à la mer. Il ressort de ces figures que **les Français se rapprochent de la mer, mais lentement.**

L'élaboration d'un distancier a été nécessaire pour produire ces résultats chiffrés. Il repose sur une méthode permettant de calculer, de façon systématique et à partir des données du réseau

routier, d'une matrice des plus courts chemins, mesurés en temps, entre les communes françaises (Hilal, 2004).

Figure 142

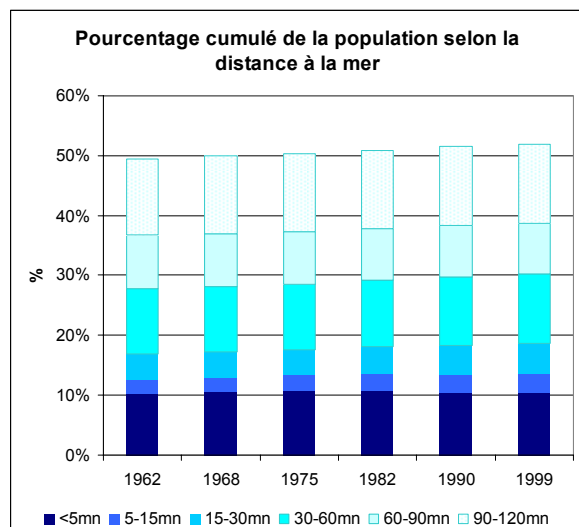
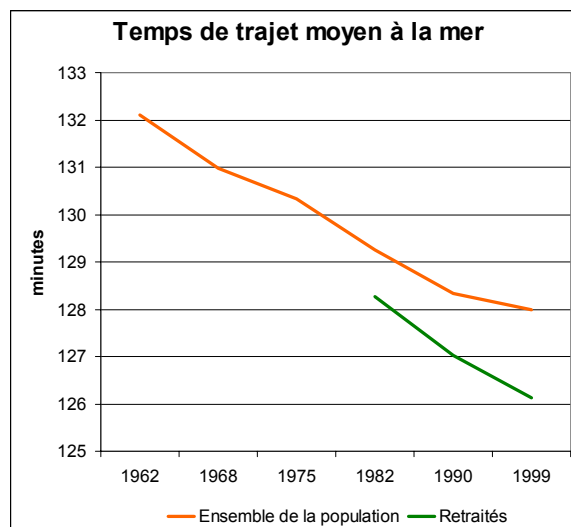


Figure 143



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

10,2 % des Français habitaient des communes littorales en 1962. Cette proportion était de 10,7 % en 1982 et elle est de 10,45 % en 1999. Inversement, la fraction de la population la plus éloignée de la mer (à plus de deux heures de trajet) a légèrement reculé : de 50,6 % en 1962 à 48,1 % en 1999. En 1962, un Français était en moyenne à 132,1 minutes de trajet de la mer ; ce temps d'accès était de 129,3 minutes en 1982 et il est de 128,0 minutes en 1999. Le mouvement est donc lent, en particulier pour la bande littorale elle-même. Il est un peu plus net pour l'arrière-côte, où nous avons montré, pour les années 1990, qu'il était largement dû à des soldes migratoires positifs. Au total, en prenant en compte les arrière-pays jusqu'à deux heures de trajet de la mer, la proportion de français qui peuvent se rendre à la mer dans la journée (en supposant qu'au-delà d'un trajet de 2 heures, une nuitée devient nécessaire) s'est accrue de 2,5 % entre 1962 et 1999. Pour que la comparaison soit faite toutes choses égales d'ailleurs, nous raisonnons ici à temps de trajet constant durant la période 1962-1999, sans que la vitesse de déplacement liée au réseau routier, à la congestion, etc. n'intervienne. Le rapprochement du littoral serait plus net en faisant varier ce paramètre.

Le rapprochement du littoral est un peu plus sensible pour les retraités (Figure 143) qui étaient déjà plus proches de la mer en 1982 (distance-temps moyenne de 128,3mn) et qui ont gagné 2,1 minutes entre cette date et 1999.

Nous avons également noté que, vers la fin du vingtième siècle, ce sont de petites communes urbaines (de 2000 à 10000 habitants) qui ont été les plus grandes bénéficiaires de cette croissance démographique du littoral, en particulier sur les façades méditerranéenne et atlantique. Cette dernière a connu des mouvements migratoires particulièrement amples (solde migratoire annuel de 1 % entre 1990 et 1999), alors qu'en Méditerranée c'est surtout l'arrière-pays qui a le plus attiré les migrants (solde migratoire annuel de 0,9 % durant la même période intercensitaire). En revanche, les soldes migratoires des façades Manche et Bretagne sont pratiquement nuls pour cette période.

En faisant intervenir la distance à la mer et les façades maritimes, on jette donc un regard nouveau sur les évolutions démographiques, qui sont habituellement analysées selon les régions ou la structure urbaine du pays.

2. La mesure du climat

Pour estimer le prix du climat il a fallu, tout d'abord, spatialiser les variables climatiques à une échelle fine, qui est celle des communes. Des intrapolations à partir des stations d'observation de Météo France ont permis de produire cette géographie du climat qui, en elle-même, est nouvelle. En effet, elle tient compte, pour l'estimation du climat d'une commune, des facteurs qui contribuent à l'expliquer, qui sont locaux (altitude, couverture végétale, rugosité, rayonnement, encaissement, etc.) et globaux (latitude, longitude) (Joly *et alii*, 1994 ; Joly *et alii*, 2003).

Les cartes du climat qui en résultent sont différentes selon les variables. Par exemple, celle de la hauteur des précipitations en été dépend principalement, sans surprise, de la distance à l'Océan et de l'altitude. Elle fait ressortir de grandes zones assez homogènes : la façade méditerranéenne est marquée par une très faible pluviométrie en Juillet et Août, un dégradé s'observe d'Ouest en Est et entre les estuaires de la Gironde et de la Seine, marqué par une accentuation de la pluviométrie lorsqu'on se rapproche du Massif central ou des plateaux de l'Est ; on note également une pluviométrie estivale assez forte dans le Centre-Est et les zones montagneuses. Cette géographie du climat organisée en grandes zones est assez habituelle ; nous y reviendrons dans quelques instants.

La carte de la même variable, i.e. la hauteur des précipitations, pour l'hiver se présente différemment, en « peau de léopard », car ce sont des facteurs plus locaux qui l'expliquent : végétation, rugosité, distance à la ville la plus proche. En s'intéressant au nombre moyen mensuel de jours de pluie en hiver, on obtient une carte qui montre des régularités surprenantes : elle épouse étonnamment l'armature du système urbain pour une grande partie du territoire, où il pleut moins souvent en ville qu'à la campagne. Cette influence urbaine sur le climat apparaît dans les données de Météo France. Par exemple, le nombre moyen mensuel de jours de pluie observé à Paris en Janvier et Février est 10,1 (moyenne des 12 stations de Météo France situées dans Paris) et, pour le reste de la région Ile-de-France, il est de 10,7 (moyenne des 123 stations de Météo France de la région), soit 7 % de plus qu'à Paris. La physique du climat explique ce phénomène, en particulier par les îlots de chaleur urbains (Bridier, 2006) qui entraînent une modification de la circulation des masses d'air et de la formation de nuages, se traduisant par des précipitations qui se produisent sous le vent du dôme urbain (Bridier, 2006).

Il résulte une question de cette influence urbaine sur le climat : le climat des villes est-il bien mesuré ? Les Français s'intéressent tous au climat, la majorité d'entre eux sont des citadins et le climat varie sensiblement sur le gradient urbain – rural. Or, les stations d'observation de Météo France ont des localisations qui reflètent mal ce système urbain, en ce sens que, pour des raisons de recueil des données, elles sont décalées vers des zones qui sont souvent situées en périphérie des villes. Ne peut-il en résulter un biais dans la mesure, et donc dans la prévision, du climat des villes, qui est celui qui intéresse les habitants de celles-ci ? Par ailleurs, il est possible que les résultats de notre méthode d'intrapolation soient affectés par la localisation peu urbaine des points de collecte des données, conduisant à des valeurs de variables climatiques légèrement biaisées pour les villes.

A un autre niveau d'analyse, la méthode d'intrapolation permet également de réaliser un zonage climatique de la France, à une autre échelle que celle du local que nous venons de

présenter. Après une mise en forme adéquate des données, une analyse factorielle des correspondances fait ressortir des principes organisateurs du climat et une classification automatique permet ensuite de dégager sept types de climats. Ceux-ci dessinent de vastes ensembles, qui font ressortir le pourtour méditerranéen, le gradient océan-continent, l'effet de l'altitude, etc. Mais il existe des situations singulières ; par exemple, une partie de la Bretagne intérieure appartient au même type que des zones de moyenne montagne du Massif Central et des Alpes (la raison essentielle étant les températures fraîches en été). La typologie, en effet, repose sur une méthode mathématique aspatiale et elle ne correspond pas à un zonage géographique direct : les types que nous définissons sont fonction de leurs caractéristiques intrinsèques, sans contrainte de délimitation géographique stricte, ce qui explique la nouveauté de la carte des climats que nous obtenons *in fine*.

Le climat varie non seulement à l'échelle de grandes zones climatiques, mais aussi à l'échelle locale et, pour la première fois, nous donnons une mesure et des représentations cartographiques de ces deux dimensions.

3. La consommation de climat

3.1 Le prix du climat dans le prix de la localisation

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 localisation dans le système urbain. D'une part, le gradient de rente foncière, tel qu'il est estimé dans la littérature scientifique, peut dépasser – 6 % par kilomètre de distance au centre urbain des grandes métropoles, même si, dans les zones périurbaines, les pentes obtenues sont souvent moins abruptes (de – 1 % à – 3 % par kilomètre). D'autre part, la taille des villes explique une autre fraction importante des valeurs foncières résidentielles liées à la localisation : un logement parisien s'achète deux fois plus cher que le même logement à la campagne, toutes choses égales par ailleurs. De même, le salaire d'un travailleur du secteur privé d'une zone défavorisée de l'espace à dominante rurale est de 8 % inférieur à celui du reste du territoire, toutes choses égales par ailleurs.

A cette capitalisation dans le prix d'un logement ou le salaire d'un travailleur de la valeur de la position dans la hiérarchie urbaine, on ajoute habituellement, dans les travaux sur les prix hédonistes, des externalités sociales, comme la richesse du voisinage ou la qualité de l'école, et des variables environnementales telles que les paysages et espaces ouverts, la qualité de l'air, le bruit, etc. Comme nous l'avons vu (chapitre 1), quelques travaux intègrent aussi des variables climatiques dans cet ensemble de caractéristiques. C'est ainsi que Henderson (1982), dans un cocktail très large de variables, fait intervenir dans l'explication du salaire la criminalité, la longueur des plages par habitant, l'ensoleillement et le niveau d'éducation de la population (il a également testé la pluviométrie, la pollution de l'air, les parcs publics, les rivières et la densité de médecins, variables qui ne sont pas significatives). Blomquist *et alii* (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, la disponibilité des données et la taille de l'aire d'étude pouvant évidemment justifier des exceptions. Par exemple, la température moyenne estivale, variable dont les effets sur le prix du logement et le salaire sont les plus nets, a un prix hédoniste très élevé puisque, pour un degré de plus de la moyenne mensuelle de Juillet et

À août, le loyer ou le prix d'un logement augmente de 3,5 à 4 % environ et le salaire diminue de 1 à 1,5 % (sauf dans les régions les plus fraîches en été). 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.

Mueser et Graves (1995) aboutissent à la conclusion que les aménités climatiques (climat tempéré, ni trop froid l'hiver ni trop chaud l'été) contribuent fortement à l'explication des migrations aux États-Unis durant la période 1950-80. Leur pouvoir explicatif est supérieur à celui des différentiels de salaires, qui sont la première variable que l'on utilise dans toutes les recherches sur l'explication des migrations interrégionales. L'omission du climat peut donc lourdement hypothéquer l'explication des migrations.

Plus généralement, la géographie du climat est corrélée à la répartition des activités économiques, des catégories socioprofessionnelles et à la structure du parc de logements. Il s'agit de liaisons qui peuvent être fortuites, mais qui sont parfois causales : la fréquence de certains attributs des logements peut s'expliquer par des caractéristiques du climat, puisque leur prix hédoniste en dépend. Dans tous les cas, des équations économétriques hédonistes omettant ces variables climatiques risquent de donner des résultats biaisés.

3.2 Le prix du climat dans l'économie nationale

Les Français consomment de plus en plus les climats agréables et évitent des nuisances climatiques et le climat a un prix élevé : ceci a également des conséquences pour les analyses menées à un niveau agrégé, jusqu'à la macroéconomie, et ces effets peuvent être quantifiés. En raisonnant à climat constant, i.e. le climat de la moyenne des trente années qui constitue la base de données, 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° Celsius entre 1962 et 1999. La figure 144 montre que cette progression a été régulière au cours de la période. Son rythme est inférieur à celui observé pour les États-Unis entre 1940 et 1990, puisque la température de Février consommée en moyenne par un Américain est passée de 34,6°F à 36,9°F au cours de ce demi-siècle (Cragg et Kahn, 1999). Ce résultat ne porte pas sur la même variable que la nôtre, mais les conclusions sont identiques : la consommation de climat tempéré s'accroît.

Figure 144

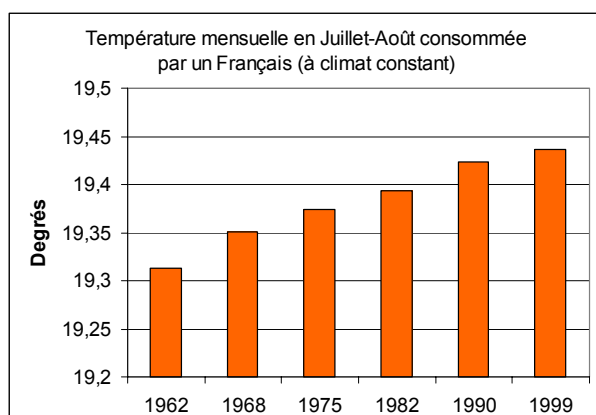
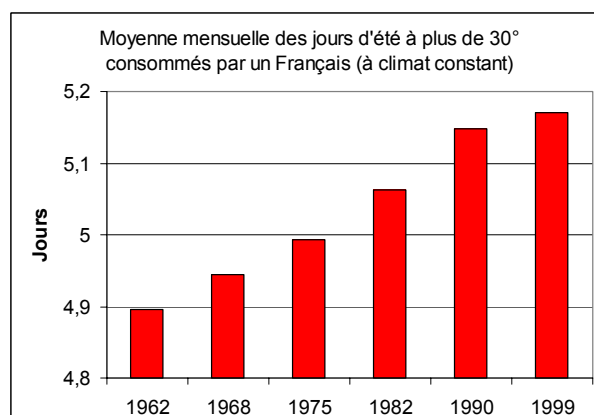


Figure 145

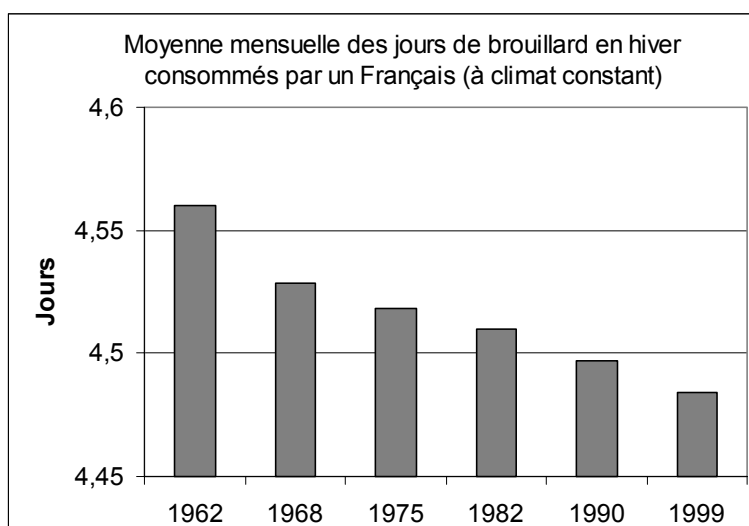


Source : INRA-CESAER, Dijon et CNRS-ThéMA, Besançon d'après INSEE - IGN - Météo France.

Avec le prix hédoniste que nous avons estimé, l'augmentation de la consommation de température estivale 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 supérieure, il faut accepter de subir davantage de journées à plus de 30°, qui sont une nuisance. La figure 145 montre que, en effet, la consommation de journées chaudes a augmenté de 0,27 unité par mois d'été (+ 5,6 %) entre 1962 et 1999.

Le phénomène inverse joue pour les nuisances climatiques. Nous avons dit que le brouillard en hiver est l'une des plus ressenties. La figure 146 montre que sa consommation a diminué au cours de la période : un français subit, en moyenne, 0,08 jours avec brouillard de moins en 1999 qu'en 1962 (figure 146), soit une réduction de 1,7 %.

Figure 146



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

En tenant compte de l'ensemble des attributs qui contribuent au prix hédoniste du climat, nous avons calculé l'accroissement de richesse qui résulte du climat. La référence est le climat de Sèvres (92), qui correspond à la moyenne de l'ensemble des variables climatiques ayant des effets significatifs sur le prix des logements et le niveau des salaires. Cette référence est conservée pour l'ensemble de la période 1962-1999, et les caractéristiques climatiques restent celles de la période trentenaire retenue : nous calculons une variation de richesse nationale à quantité et prix du climat constants, qui résulte donc de la seule répartition de la population sur le territoire.

Les figures 147 et 148 indiquent les résultats pour la valeur du climat capitalisée dans les valeurs immobilières. 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. La progression est particulièrement nette dans les années 1960 et 1980. Rappelons que ce chiffre n'est qu'une valeur relative par rapport à la référence du climat de Sèvres : sa valeur absolue n'a pas de sens. 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 (figure 148).

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.

Figure 147

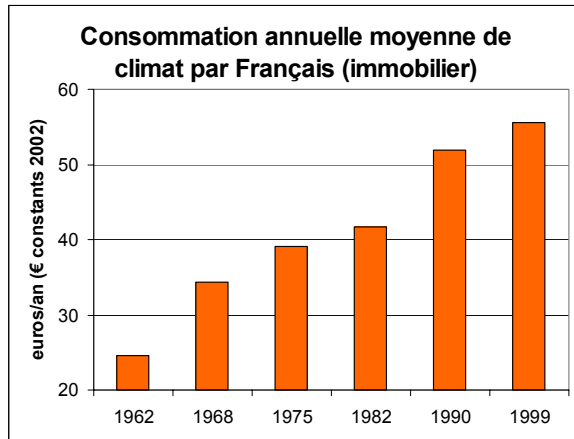
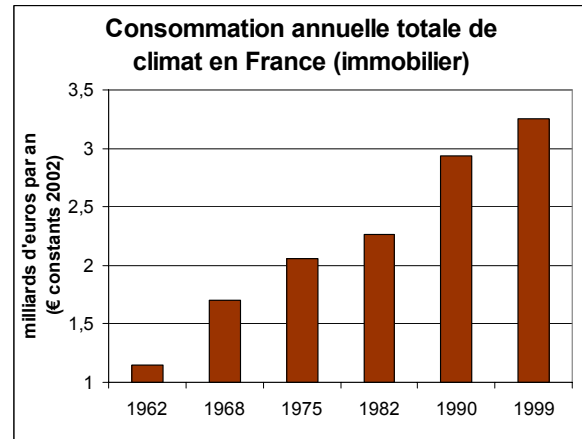


Figure 148



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

4. Le changement climatique

Le changement climatique global est sur l'agenda des scientifiques dans de nombreuses disciplines, car il est une préoccupation environnementale, sociale et politique majeure. Notre travail ne s'inscrit pas directement dans ce cadre. Il contribue, cependant, à montrer la complexité de la question d'un point de vue anthropocentrique. Les êtres humains sont évidemment concernés au premier chef par le réchauffement planétaire, puisqu'ils en sont les principaux acteurs, aspect essentiel des travaux scientifiques actuels, mais aussi parce qu'ils en sont aussi les objets, aspect beaucoup moins étudié. En effet, les conséquences de ce réchauffement sont étudiées pour de nombreuses espèces vivantes et pour des écosystèmes (pour autant que les modèles physiques permettent de simuler le phénomène lui-même), mais, bizarrement, elles le sont peu pour l'espèce humaine.

Or, l'homme ne produit pas seulement du changement climatique : il le consomme aussi. Ses attitudes, son comportement et les décisions qu'il prend en tant que producteur ne dépendent pas uniquement des effets de sa production sur son environnement et, de ce fait (mais indirectement), sur l'utilité qu'il retire de cet environnement, mais aussi de l'utilité qu'il retire (directement cette fois) de la consommation de climat.

L'étude du changement climatique ne peut se passer de celle de la consommation de climat par l'homme.

Les modèles physiques et climatologiques sur le réchauffement global sont encore très imparfaits, imprécis et, pour ces raisons, controversés par les spécialistes de ces disciplines. Les modèles géographiques et écologiques analysant les effets de ce réchauffement sur des écosystèmes et sur l'environnement sont également frustes, en eux-mêmes et du fait de l'imprécision du phénomène étudié. Mais l'analyse économique de la consommation humaine de climat est encore moins développée, comme l'a montré l'état de la littérature que nous avons présenté. Il est donc nécessaire de progresser sur ce plan afin de ne pas prendre de

retard par rapport aux avancées des autres disciplines, au fur et à mesure qu'elles interviennent.

Des résultats locaux, même à l'échelle d'un pays, tels que ceux que nous avons obtenus ici, sont difficilement transférables pour produire des connaissances de portée plus générale, malgré le recours à des synthèses d'experts ou à des métaanalyses réalisées à partir de dizaines, voire de centaines, d'études ponctuelles telle que la nôtre. Il est donc temps d'investir ce domaine de l'étude économique de la consommation de climat, qui reste pratiquement inexploré jusqu'ici, de façon à ce que, le jour où les autres disciplines scientifiques auront des modèles fournissant des résultats plus solides, les économistes eux-mêmes connaissent mieux le comportement du consommateur de climat.

1. Références

- Aydalot, P. (1984) – Recherche sur les nouveaux dynamismes spatiaux, in : Aydalot, P. (Ed.), *Crise et espace*.
- Aydalot, P. (1985) – *Economie régionale et urbaine*. Paris, Economica, 487 p.
- Baccaïni, B. (1993) – Régions attractives et régions répulsives entre 1982 et 1990. *Population*, 6, 1791-1812
- Baccaïni, B. (2001) – Les migrations internes en France de 1990 à 1999 : l'appel de l'Ouest. *Economie et Statistique*, 344, 39-79
- 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.
- Bridier, S. (2006) – Climat et mesures de la pollution en ville, une forte variabilité spatio-temporelle... In: Dorier-Apprill, E. (Ed.), *Ville et environnement*, Paris, Sédés, 511 p.
- Cavailhès, J. (2005) – Le prix des attributs du logement. *Economie et Statistique*, 381-382, pp. 91-123.
- Chavouet, J.M., Fanouillet, J.C. (2000) – Forte extension des villes entre 1990 et 1999. *INSEE Première* : 707, 4 p.
- Cheshire, P., Magrini, S. (2006) – Population growth in European cities: Weather matters. But only nationally – *Regional Studies*, 40: 23-37.
- Cragg, M., Kahn, M. (1999) – Climate consumption and climate pricing from 1940 to 1990 – *Regional Science and Urban Economics*, 29: 519-539.
- Gérard-Varet, L.A., Mougeot, M. (1997) – *L'Etat et l'aménagement du territoire*. Rapport au Conseil d'analyse économique, 24 juillet, pp. 45-110.
- 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.
- Hilal, M. (2004) – Accessibilité aux emplois en France : le rôle de la distance à la ville, *Cybergeo*, Revue Européenne de Géographie, n° 293, 15 p.

- 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.
- Julien, P. (1998) – L'urbanisation se poursuit dans les années 1990. *INSEE Première*, 603 : 4 p.
- Le Bras, H. (1993) – *La planète au village*. Datar, Editions de l'Aube, 222 p.
- Nonn, H. (1972) – *Géographie des littoraux*. PUF/SUP
- Mueser, P.R., Graves, P.E. (1995) – Examining the role of economic-opportunity and amenities in explaining population redistribution – *Journal of Urban Economics*, 37, 2: 176-200.
- Théma, C. (2006) – *Valeur des paysages et localisation résidentielle périurbaine*. In : Piveteau, V., Schmitt, B., Agriculture et territoire : Quels enjeux pour l'action publique et la recherche scientifique ? (à paraître).

