

Accessibilité aux emplois en France : le rôle de la distance à la ville

Accessibility to jobs according to the distance to urban centre

[HILAL Mohamed](#)

INRA-CESAER, Dijon, France

Résumé :

L'objet de cet article est de modéliser les niveaux d'accessibilité potentielle aux emplois des communes françaises selon le rôle de la distance à la ville. Pour ce faire, nous présentons, tout d'abord, un modèle d'accessibilité et la méthode mise en œuvre pour calculer de façon systématique, à partir des données du réseau routier, une matrice des plus courts chemins, mesurés en temps, entre les communes françaises. Ensuite, dans la deuxième partie, ces distances sont intégrées dans le modèle d'accessibilité retenu afin de mesurer la disponibilité potentielle aux emplois selon la distance au pôle urbain le plus proche et selon les principales catégories d'espace du zonage en aires urbaines et de son complément rural. Enfin, la mesure d'accessibilité potentielle est comparée à plusieurs mesures d'accessibilité empirique.

Mots-clés : emplois, gradient urbain - rural, migrations alternantes, modèle d'accessibilité, temps de trajet

Abstract:

The aim of this paper is to model the potential accessibility to jobs in the French municipalities according to the distance to urban centre. The remainder of this paper proceeds as follow. Section 1 formulates the measure of job accessibility and explains methodology and data to compute a travel time matrix between French municipalities following the road network. Section 2 shows empirical results: the disparity of job accessibility according to the distance to the nearest urban center and according to places of residence (urban centers, periurban fringe, predominantly rural areas).

Key words: accessibility model, commuting, employments, travel time, urban-rural gradient

Introduction

Les déplacements domicile - travail hors commune de résidence concernent, en 1999, 61 % des actifs résidant et travaillant en France. La distance euclidienne moyenne séparant commune de résidence et lieu de travail est de 15,1 kilomètres (Talbot, 2001) et l'automobile, avec les deux tiers des déplacements, constitue le mode de transport le plus utilisé. Au milieu des années quatre-vingt-dix, la durée des déplacements, tous modes confondus, était de 22 minutes pour un trajet de 14,5 km (Enquête Transports 1993-1994 de l'INSEE). L'exploitation de l'Enquête Logement de 1996 (INSEE) aboutit à la même durée. Dans les deux cas, ce sont les périurbains qui parcourent les distances les plus longues (21 km) mais avec un temps de trajet identique à celui des banlieusards (25 minutes contre 26 dans l'Enquête Transports), voire nettement inférieur (22 minutes contre 25 dans l'Enquête Logement).

Face à ce constat, qui résulte d'un décalage entre la répartition spatiale des emplois et celle des actifs, l'objet de cet article est de modéliser les niveaux d'accessibilité potentielle aux emplois des communes françaises selon le gradient urbain – rural. Pour ce faire, nous utilisons un modèle d'accessibilité spatiale dérivé d'un modèle gravitaire avec, d'une part, une spécification conforme aux modèles d'accessibilité intégrant une fonction d'utilité et, d'autre part, l'intégration de distances routières exprimées en temps. Ce modèle permet, dans un

second temps, de mesurer la disponibilité potentielle des emplois selon la distance au pôle urbain le plus proche et selon les principales catégories d'espace du zonage en aire urbaine et de son complément rural.

1 L'accessibilité géographique

1.1 Préliminaire

L'accessibilité géographique recouvre la plus ou moins grande facilité avec laquelle il est possible de se rendre en un lieu et l'intérêt que suscite ce lieu. Dans ce sens, l'accessibilité exprime une des qualités de la relation entre deux lieux : elle évoque la faculté pour un lieu d'être atteint par un visiteur, un message, un client depuis une localisation précise ; pour un individu, elle dénote sa capacité à se déplacer d'un point de l'espace à un autre (Passegué, 1996).

Dans de nombreux travaux (chez les géographes comme chez les économistes), les mesures d'accessibilité s'inscrivent dans au moins trois approches¹ :

- La première utilise les **modèles topologiques**. Ces modèles, qui font appel à la théorie des graphes, mesurent les propriétés géométriques de l'espace vues au travers des réseaux de transport ou de communication. Les mesures d'accessibilité reflètent le degré d'interconnexion entre un noeud donné du réseau et tous les autres noeuds ce qui revient à mesurer les opportunités totales de déplacements sous contrainte du système de transport. Ce type de mesures permet d'évaluer, par exemple, les effets spatio-temporels de la mise en service d'une infrastructure autoroutière (Chapelon, 1998), notamment l'amélioration de la desserte qui en résulte, ou d'analyser les bassins de mobilité régionaux (Bonnetoy et al., 1996).

- La deuxième approche s'inspire des **modèles d'interaction spatiale** qui sont une généralisation des modèles gravitaires. Dans leur formulation générale, les modèles d'interaction spatiale permettent d'expliquer les flux entre zones géographiques en tenant compte des attributs des lieux d'origine et de destination ainsi que de la friction de l'espace (distance, coût ou durée du déplacement). Ces modèles s'appuient sur trois hypothèses (Rodrigue, 1998-2002) : la complémentarité (il existe une « différence de potentiel » entre deux lieux qui correspond à une offre et à une demande -des actifs et des emplois ; un magasin et sa clientèle, etc.-) ; la transférabilité (les transferts d'un lieu à l'autre sont supportés par une infrastructure de transport ou de communication) ; l'absence d'opportunité alternative (les flux entre lieux d'origine et de destination ne dépendent que de la distance qui sépare les deux lieux et, sous cette contrainte, la concurrence spatiale s'efface au profit de la proximité). Dans ce cadre théorique, plusieurs mesures d'accessibilité ont été proposées. Parmi les plus utilisées, le calcul de potentiel permet de mesurer l'offre probable d'une ressource (population, commerces, etc.) en tenant compte de sa distribution spatiale (sa masse) et d'une fonction d'interaction qui modélise la distance entre les lieux.

- Enfin le troisième type se rapporte aux **modèles économétriques**, qui tout en étant, pour la plupart, dérivés des modèles d'interaction, intègrent dans la mesure d'accessibilité, sous la forme d'une fonction d'utilité, les comportements des agents (Ben-Akiva et Lerman, 1979).

1.2 Construction d'un indicateur d'accessibilité potentielle

1.2.1 Le modèle d'interaction générique...

L'accès à une ressource, quelle qu'en soit la nature (travail, éducation, équipement commercial, lieu de loisirs, amis, etc.), est conditionné par l'intervalle d'espace qui sépare un individu du lieu où se localise la ressource et par l'intérêt que représente cette ressource pour l'individu (Weibull, 1976, 1980). Les modèles mesurant l'accessibilité partent tous de ce constat. Leur forme générique est la suivante (Brent Hall et Bowerman, 2000) :

$$A_{ij} = f(a_{ij}, d_{ij}), \text{ avec } a_{ij} = f_A(u_i, v_j) \text{ et } d_{ij} = f_D(u_i, s_{ij}),$$

à savoir, soit un ensemble n de ressources j et une population composée de plusieurs groupes i (des unités spatiales, des groupes sociodémographiques ou même une combinaison des deux), pour un individu, appartenant à un groupe i , l'accessibilité à une ressource j est fonction de l'attractivité a_{ij} qu'exerce cette ressource sur les individus du groupe, u_i étant les caractéristiques du groupes et v_j celles de la ressource, et de la distance d_{ij} qui sépare le groupe de la ressource. La distance, quant à elle, est fonction de la nature s_{ij} de l'espace à traverser pour atteindre la ressource, et des caractéristiques u_i du regroupement d'individus. Notons que derrière le terme distance peuvent se cacher l'environnement spatial (infrastructure, système de transport, coût du déplacement, etc.) et le contexte « ergonomique » du déplacement (durée, pénibilité...). Lorsque le regroupement correspond à des unités spatiales (quartiers, communes, cantons...), les localisations des différents individus seront agrégées en une localisation unique. En revanche, pour un regroupement possédant les mêmes caractéristiques sociodémographiques, il est important de conserver les localisations des différents individus. Dans ce cas, la mesure d'accessibilité correspond à une combinaison des accessibilités individuelles et prend pour valeur soit la somme des accessibilités individuelles, soit l'accessibilité individuelle maximale.

1.2.2 ...et ses spécifications

Mesurer l'accessibilité d'un lieu revient, bien souvent, à mesurer l'éloignement de ce lieu par rapport à une ressource distribuée autour de lui.

Une première approche, très simple, consiste à assimiler accessibilité et distance la plus proche. Dans ce cas, l'attractivité a_{ij} d'une ressource est égale à 1, quel que soit le poids de cette dernière, et l'accessibilité d'un lieu correspond à la distance qui le sépare du lieu où est localisée la ressource. L'intérêt de cette méthode est de fournir une mesure d'accessibilité compréhensible et facilement interprétable : par exemple, la population de telle commune, qui ne possède pas de boulangerie sur place, est censée s'approvisionner en pain dans une commune voisine située à 5 km. Ainsi, l'accessibilité à un service est la plus forte lorsque la distance est égale à 0 et elle diminue quand la distance augmente (Inventaire communal de l'INSEE).

Dans la seconde approche (Hansen, 1959), qui s'inspire du modèle gravitaire proposé par Reilly (1931), l'accessibilité correspond au produit de l'attractivité et de la friction de l'espace. Dans son expression la plus simple, l'attractivité est représentée par la masse du service (taille, nombre...) et la friction par une fonction exponentielle ou puissance de la distance séparant les lieuxⁱⁱ. A savoir :

$$A_{ij} = \sum_j S_j f_D(d_{ij}) \text{ avec } f_D(d_{ij}) = \exp(-\beta d_{ij}) \text{ ou } f_D(d_{ij}) = d_{ij}^{-\beta},$$

β étant un paramètre, appelé aussi coefficient d'éloignement, indiquant le niveau de friction spatiale.

Dans une variante proposée par Joseph et Bantock (1982) pour mesurer l'accès à des services de santé en milieu rural, l'attractivité est déterminée par le rapport entre la masse de la ressource et sa demande potentielle, soit :

$$f_A(S_j, D_j) = S_j / D_j \text{ avec } D_j = \sum_i P_i f_D(d_{ij}) \text{ et } P_i \text{ la population de } i ;$$

la friction étant représentée par une fonction puissance à l'intérieur d'une zone tampon circulaire de rayon R :

$$f_D(d_{ij}) = \begin{cases} d_{ij}^{-\beta} & \text{si } d_{ij} < R \\ 0 & \text{sinon} \end{cases} .$$

Ainsi, l'accessibilité devient :

$$A_{ij} = \sum_{j, d_{ij} < R} (S_j / D_j) d_{ij}^{-\beta}$$

La demande potentielle D_j permet de pondérer la "disponibilité" de la ressource j : lorsque cette dernière est située dans une zone très peuplée, elle est moins "disponible" ; *a contrario*, dans une zone peu peuplée, la "disponibilité" est moins limitée. Par exemple, cet effet de frein peut se rencontrer dans le centre des villes du fait du nombre restreint de places de stationnement pour les automobilistes.

Dans le prolongement des modèles gravitaires, Ben-Akiva et Lerman (1979) ont proposé d'introduire le comportement de choix des individus mesuré par une fonction d'utilité déterministe U_{ij} . Comme cette fonction n'est connue que de façon imparfaite et que, généralement, il n'est pas possible d'observer les caractéristiques des actions influençant le comportement de choix des individus, U_{ij} est décomposée en deux parties : un terme déterministe V_{ij} qui représente les caractéristiques observables des individus, V_{ij} étant identique pour tous les individus, et un terme probabiliste ε_{ij} qui correspond à la différence entre la fonction d'utilité et le terme déterministe. Sous certaines conditions concernant le terme probabiliste (pour la dérivation, voir Ben-Akiva et Lerman, 1985 ; Miller, 1999), un modèle logit multinomial donne la probabilité $P_i(j)$ que l'individu i choisisse j parmi un ensemble de ressources C_i à sa disposition. Sa forme est la suivante :

$$P_i(j) = \frac{\exp(\mu V_{ij})}{\sum_i \exp(\mu V_{ik})}$$

En utilisant ce résultat, l'accessibilité à une ressource j pour un individu i devient :

$$A_i = \frac{1}{\mu} \ln \sum_j \exp(\mu V_{ij}) + K ,$$

μ étant un paramètre d'échelle et K la constante d'intégration.

L'intérêt de cette forme est que l'utilité indirecte, dérivée du modèle théorique, peut être constituée par la somme de différentes caractéristiques pondérées par leurs coefficients respectifs et s'exprime comme :

$$V_{ij} = \sum_m \beta_{im} X_{imj} ,$$

où X_{imj} représente la valeur de la caractéristique m pour l'individu i et la possibilité de choix j . Parmi les spécifications possibles du modèle, les caractéristiques de la ressource S_j , sa demande potentielle D_j et la distance qui sépare individus et ressource d_{ij} peuvent être retenues.

Soit :

$$V_{ij} = \alpha_S \ln S_j + \alpha_D \ln D_j + \beta d_{ij}$$

Dans ce cas, la mesure d'accessibilité devient :

$$A_i = \ln \sum_j S_j^{\alpha_S} D_j^{\alpha_D} \exp(\beta d_{ij}), \mu \text{ étant égal à } 1 \text{ et } K \text{ à } 0.$$

Bien que cette mesure soit individuelle, Martin et William (1992) montrent qu'il est possible de l'utiliser pour calculer l'accessibilité d'un agrégat, c'est-à-dire d'un groupe d'individus résidant, par exemple, dans la même commune, les erreurs de mesure de l'accessibilité étant d'autant plus faibles (< 10 %) que les unités spatiales sont de petite taille.

Afin de rendre une mesure d'accessibilité facilement interprétable, Knox (1978) et Khan (1992) proposent d'utiliser la moyenne des accessibilités de l'aire d'étude pondérées par la population, le résultat produisant des valeurs pour lesquelles la moyenne de l'accessibilité des lieux d'une zone est égale à 100 :

$$A_i^* = 100 + 10(A_i - \bar{A}), \text{ où } \bar{A} = \sum_i P_i A_i / \sum_i P_i$$

C'est cette forme que nous utiliserons pour mesurer l'accessibilité aux emplois avec comme distance, séparant individus et ressource, le temps de trajet par le réseau routier.

1.3 Utilisation d'une distance temps

1.3.1 Modélisation des 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.). Ces éléments 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, sont retenus : les tronçons de route (arcs du réseau), les nœuds routiers (sommets), les communes (points correspondant aux chefs-lieux), le rattachement des communes (distance de rattachement des communes aux sommets du réseau routier), les liaisons maritimes et l'occupation du sol. Toutes ces informations sont appareillées afin de construire une matrice contenant en lignes les arcs du réseaux et en colonnes les attributs décrivant les arcs (longueur du tronçon en hectomètres, vocation, largeur, sens de circulation, etc.).

1.3.2 Codage de la vitesse de circulation

Le temps de traversée de chaque arc est calculé à partir de la longueur du tronçon et de la vitesse de circulation sur le réseau. Celle-ci est déterminée d'après la vocation de la route et en tenant compte des zones urbaines et de l'orographie. Cinq catégories d'environnement sont distinguées (tableau 1) avec, pour chacune, plusieurs sous-types ayant une vitesse de circulation spécifique. La catégorie **zone urbaine** souligne les conditions particulières du trafic (congestion du réseau, présence de feux de circulation...). Ces zones ont été déterminées selon la délimitation du bâti de la couche d'occupation du sol de Route 120. La catégorie **montagne** comprend les routes situées en altitude (> 350 m) et présentant une forte déclivité et/ou une sinuosité importante. Les altitudes des tronçon sont interpolées par une fonction cubique spline bidimensionnelle à partir d'un modèle numérique de terrain triangulaire irrégulier (TIN) composé de 53 500 points ; la déclivité est mesurée par la pente séparant les nœuds de début et de fin de chaque tronçon ; enfin, la sinuosité est estimée en rapportant le nombre d'inflexions du tronçon à sa longueur kilométrique calculée par l'IGN avant simplification de la géométrie. La catégorie **maritime** inclut les lignes de bac et les liaisons maritimes ouvertes aux automobiles. La durée de traversée en minutes est fournie par l'IGN (sans temps d'attente).

Catégories d'environnement Sous-type de tronçon	Vitesse retenue (km/h)
Réseau autoroutier	
... à péage (130 km/h)	110
... libre (110 km/h)	90
Zone urbaine	
Quatre voies (110 km/h)	70
Liaisons principales (50 km/h)	30
Autres (50 km/h)	20
Montagne	
Liaisons principales (90 km/h)	60
Liaisons régionales (90 km/h)	50
Liaisons locales (90 km/h)	40
Liaisons de rattachement	30
Campagne / Plaine	
Liaisons principales (90 km/h)	70
Liaisons régionales (90 km/h)	60
Liaisons locales (90 km/h)	50
Liaisons de rattachement	40
Liaisons maritimes	Durée de traversée

Tableau 1 : Vitesse de circulation sur le réseau routier

1.3.3 Calcul des temps de trajet

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 calculⁱⁱⁱ 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. Les cartes de la figure 1 présentent : en 1a, le résultat du codage de la vitesse de circulation effectué sur les tronçons routiers disponibles dans Route 120 ; en 1b la vitesse horaire moyenne, sur un trajet effectué d'une traite, depuis n'importe quelle commune métropolitaine pour atteindre Dijon ; en 1c, la durée du trajet pour se rendre, d'une traite, de Dijon vers n'importe quelle commune française. Les cartes 1b et 1c sont établies à partir de valeurs calculées pour chaque commune.

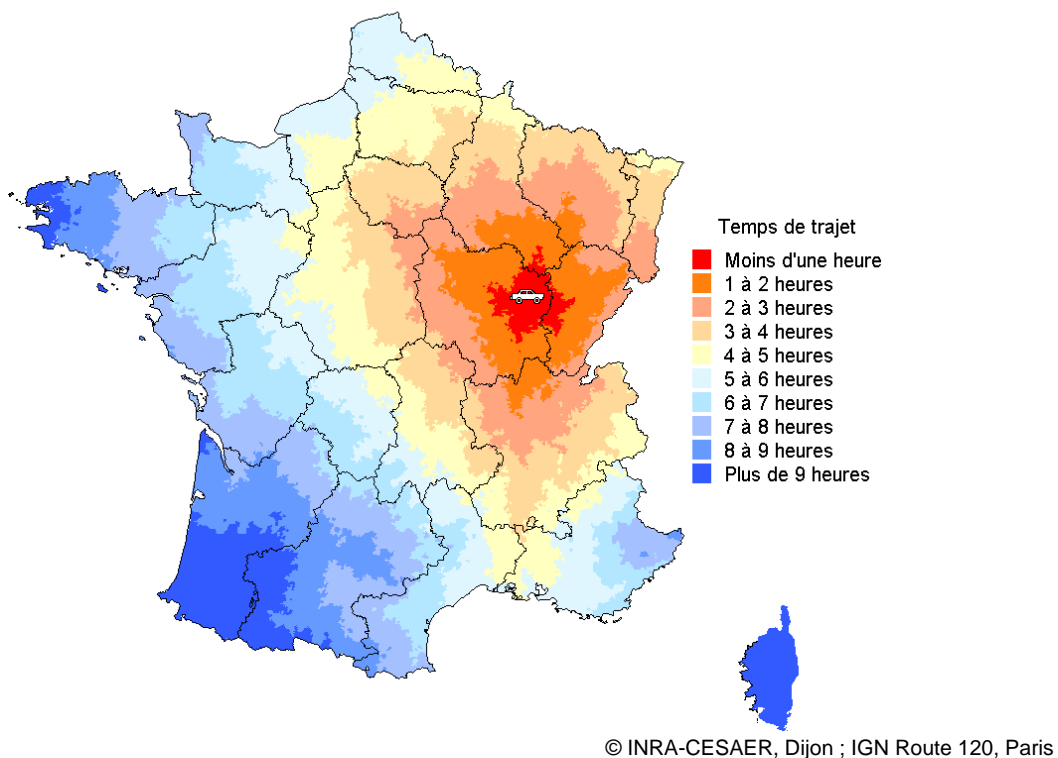
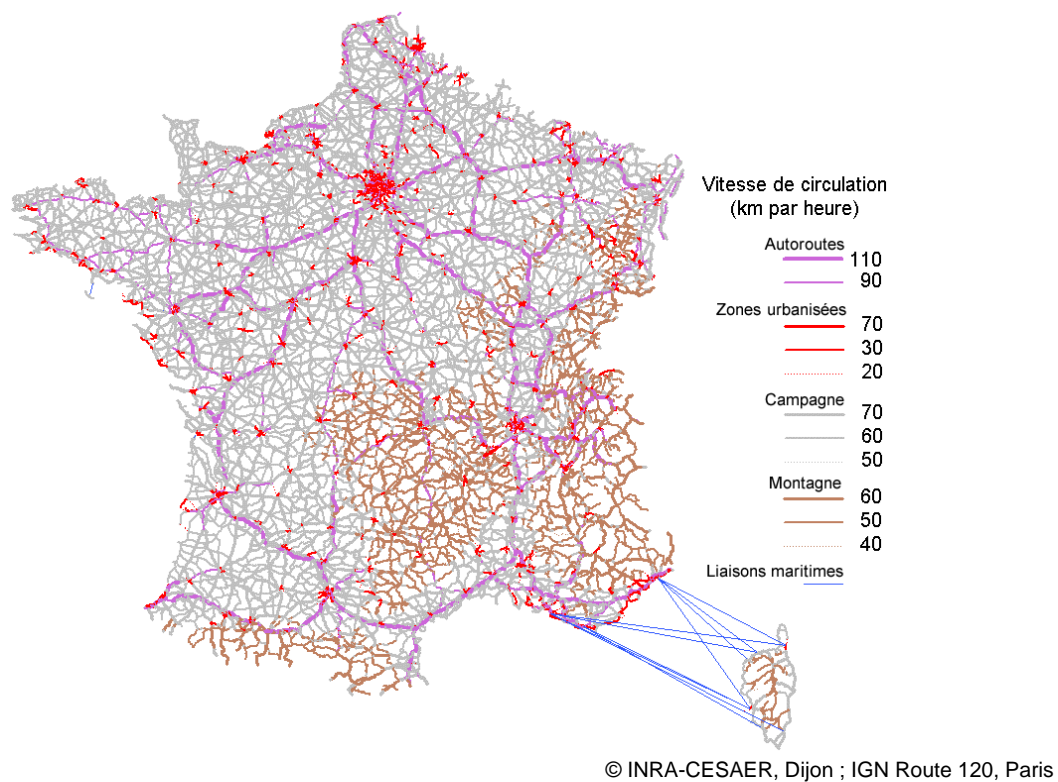
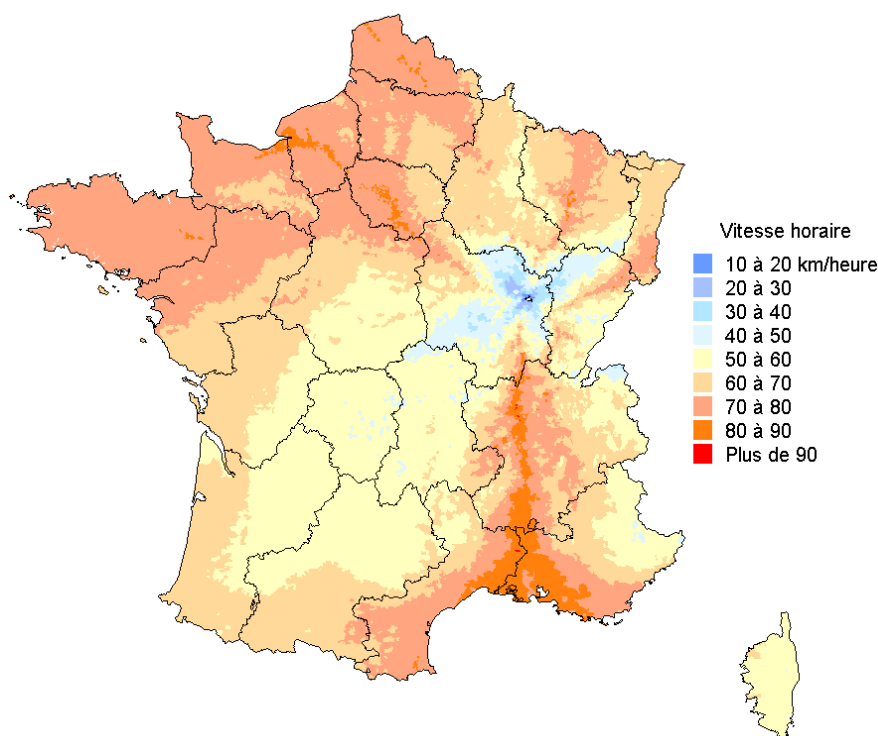


Figure 1 : Modélisation de la vitesse de circulation
1a- Isochrones depuis Dijon



1b- Réseau routier et vitesse de circulation



© INRA-CESAER, Dijon ; IGN Route 120, Paris

1c- Vitesse horaire moyenne depuis Dijon^{iv}

2 Accessibilité potentielle aux emplois et distance à la ville

2.1 *Emplois, actifs et migrations alternantes*

Avec 27 % des actifs ayant un emploi, les villes centres des pôles urbains^v concentrent, en 1999, 42 % des emplois, alors que dans leurs communes de banlieues les parts sont respectivement de 34 % et 31 %. *A contrario*, le périurbain rassemble 12 % des emplois et 22 % des actifs. L'espace à dominante rurale, quant à lui, présente un relatif équilibre (16 % des emplois pour 17 % des actifs) malgré le déficit qu'enregistrent les communes rurales (8 % contre 11 %).

Cette divergence, entre la concentration des emplois et la dispersion des actifs, se retrouve dans l'intensification des migrations alternantes et l'accroissement de leur durée. Pour la France métropolitaine, la part des migrants alternants passe de 45 % en 1975 à 61 % en 1999, soit un gain de 16 points en 25 ans (tableau 2). Les navettes domicile-travail, qui caractérisaient traditionnellement l'Ile-de-France et les banlieues des grandes agglomérations, ont surtout progressé dans le périurbain, avec une hausse de l'ordre de 30 points en 25 ans, et dans l'espace à dominante rurale, où leur proportion a doublé. Aujourd'hui, le nombre de migrants alternants du périurbain et de l'espace à dominante rurale est supérieur à celui des banlieues des pôles urbains : 6,1 millions contre 5,9 alors qu'en 1975 les effectifs y étaient respectivement de 2,7 millions et 4,4.

Lieu de résidence (ZAU 1999)	1975		1999	
	Nombre d'actifs ayant un emploi	Proportion de migrants alternants (%)	Nombre d'actifs ayant un emploi	Proportion de migrants alternants (%)
Pôles urbains	13 610 964	48,2	14 048 931	56,4
<i>dont Paris</i>	<i>1 143 069</i>	<i>69,3</i>	<i>991 003</i>	<i>31,0</i>
<i>dont banlieue parisienne</i>	<i>2 684 145</i>	<i>71,5</i>	<i>2 743 182</i>	<i>79,5</i>
<i>dont autres villes- centres</i>	<i>5 851 950</i>	<i>23,6</i>	<i>5 288 756</i>	<i>31,8</i>
<i>dont autres banlieues</i>	<i>3 931 800</i>	<i>62,8</i>	<i>5 025 990</i>	<i>74,8</i>
Couronnes périurbaines	2 432 688	51,6	3 961 858	79,1
Communes multipolarisées	895 737	46,1	1 156 413	73,9
Espace à dominante rurale	3 890 304	27,4	3 888 000	54,7
France métropolitaine	20 829 693	44,6	23 055 202	60,9

Source : Recensements de la population de 1975 et 1999, INSEE

Tableau 2 : Poids des migrants alternants en 1975 et 1999

Entre 1990 et 1999, la distance à vol d'oiseau des trajets (hors actifs travaillant à l'étranger ou à plus de 200 km de chez eux) passe de 13,1 à 15,1 km (Talbot, 2001). La voiture, avec deux déplacements sur trois, constitue le mode de transport le plus utilisé. Plus précisément, ce mode concerne 47 % des déplacements intracommunaux et 78 % des déplacements intercommunaux réalisés en France. Pour ces derniers, l'utilisation de l'automobile est prépondérante quels que soient le lieu de travail et la distance le séparant du lieu de résidence. Le temps de trajet moyen est de 26 minutes avec de fortes disparités : les migrants alternants se rendant dans un canton limitrophe mettent en moyenne 17 minutes pour aller travailler, alors que ceux qui se rendent en voiture (46 % des déplacements) dans une région non limitrophe ont un trajet de 5 heures 30, ce qui en fait vraisemblablement des migrants alternants « accentués », c'est-à-dire qui passent une ou plusieurs nuits hors de leur résidence principale.

2.2 Accessibilité potentielle aux emplois dans l'urbain et le rural

A partir de ce constat, on peut supposer que la probabilité de trouver un emploi pour un actif, sans tenir compte des caractéristiques du marché du travail et de la main d'œuvre, est d'autant plus forte qu'il réside dans un pôle urbain ou à proximité.

L'accessibilité potentielle, calculée pour chaque commune en tenant compte du nombre d'emplois (ressource) et d'actifs (demande) dans un rayon de soixante minutes, confirme et nuance cette hypothèse. L'accessibilité décroît globalement à mesure que les communes sont éloignées du centre des pôles urbains. Cependant, si on considère les pôles urbains, le

périurbain et l'espace à dominante rurale, la forme du gradient et les niveaux d'accessibilité présentent des différences très nettes (figure 2).

Tout d'abord, pour les communes des pôles urbains, le niveau d'accessibilité décroît rapidement à partir du centre, et ce, jusqu'à un temps de trajet de 20 minutes. Il présente, ensuite, deux paliers : 20-30 minutes et 40-50 minutes. Entre les deux paliers l'accessibilité décroît très nettement et au-delà de 50 minutes la décroissance est sensible. Ces résultats indiquent que le fait de résider dans un quartier ou une commune de banlieue située à 20 ou à 30 minutes du cœur du pôle urbain ne modifie guère, pour un actif, son accessibilité potentielle aux emplois. Il en est de même pour les actifs résidant à 40 ou 50 minutes.

Ensuite, le déficit endogène des emplois périurbains se manifeste à travers un niveau d'accessibilité très faible par rapport aux deux autres catégories d'espace. La courbe d'accessibilité décroît régulièrement jusqu'à une distance de 40 minutes du centre du pôle le plus proche, puis elle présente un net rebond entre 40 et 50 minutes et une légère augmentation au delà.

Enfin, la proximité au pôle urbain intervient également pour l'espace à dominante rurale : l'accessibilité est constante dans les communes situées à moins de 20 minutes du pôle, puis elle décroît brutalement entre 20 et 40 minutes pour augmenter régulièrement jusqu'à un niveau de 80 minutes au delà duquel elle décroît.

En somme, les variations du niveau d'accessibilité, outre qu'elles sont déterminées par la distance au pôle urbain le plus proche, semblent guidées par deux seuils de temps de parcours qui se manifestent dans les trois catégories d'espace. Ces deux seuils, qui correspondent à 20 et à 40 minutes de temps de trajet, traduisent le jeu combiné des densités d'emplois et d'actifs au sein de chaque catégorie d'espace. Le seuil à 20 minutes est commun aux pôles urbains et aux communes de l'espace à dominante rurale, celui à 40 minutes concerne toutes les catégories d'espace.

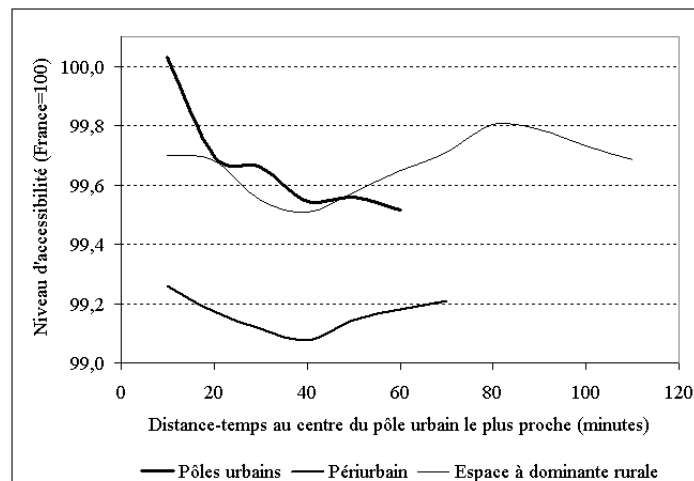


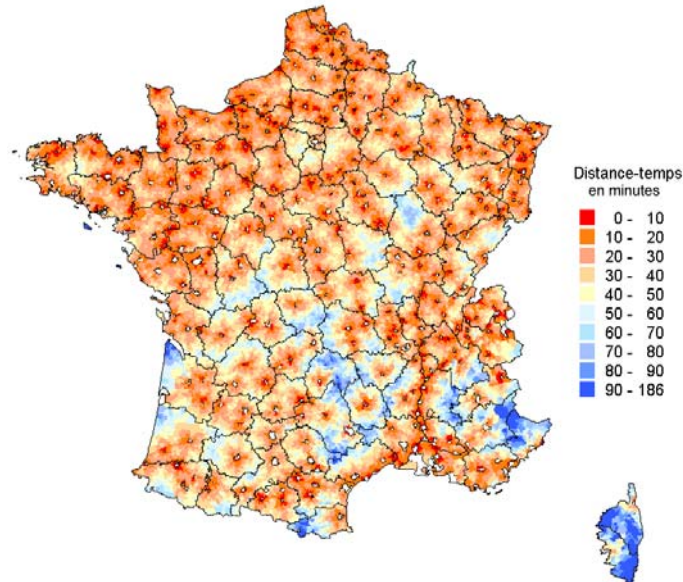
Figure 2 : Niveau d'accessibilité moyen aux emplois selon la distance au pôle urbain le plus proche

2.3 Comparaison avec les accessibilités empiriques

2.3.1 Aires urbaines et « arrière-pays »

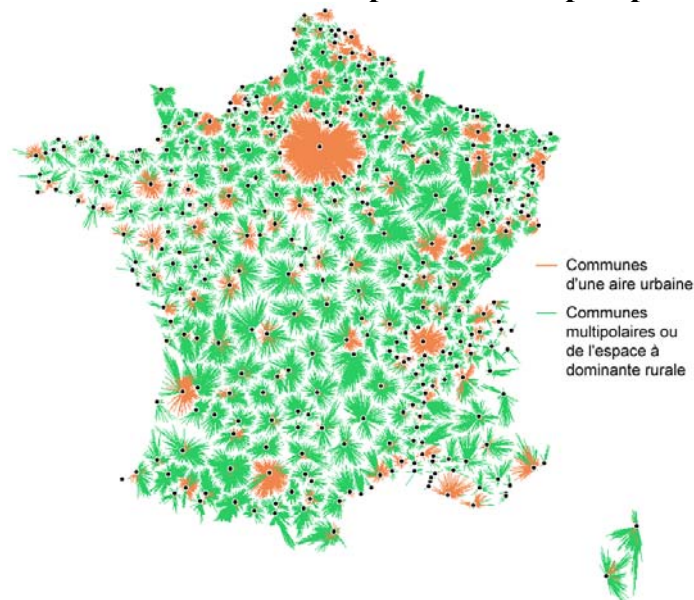
Les calculs d'accessibilité potentielle mettent en évidence un gradient qui exprime l'attraction des pôles urbains. En concentrant les emplois, ceux-ci créent un champ de force qui se manifeste autant dans le périurbain que dans l'espace à dominante rurale. Afin d'en tenir compte, nous regroupons les communes en fonction du pôle urbain dont elles sont le plus proche. Pour ce faire, une matrice des temps trajet est calculée entre les 36 565 communes et

la ville centre de chacun des 354 pôles urbains de 1999. Ensuite, chaque commune est rattachée à un agrégat : les communes appartenant à une aire urbaine sont rattachées à cette aire ; les communes multipolarisées ou appartenant à l'espace à dominante rurale sont regroupées autour de l'aire urbaine dont la ville centre éponyme est la plus proche, constituant ainsi l'arrière pays de ce pôle^{vi} (figure 3). Ce traitement permet de distinguer 354 zones constituées d'un pôle urbain et, le cas échéant, d'une couronne périurbaine et d'un arrière pays (communes multipolarisées et espace à dominante rurale).



© INRA-CESAER, Dijon ; IGN Route 120, Paris

Figure 3 : Aires urbaines et « arrières pays »
3a – Distance au centre du pôle urbain le plus proche



© INRA-CESAER, Dijon ; IGN Route 120, Paris

3b – Rattachement des communes au pôle urbain le plus proche

2.3.2 Accessibilité potentielle et accessibilités empiriques : quelles relations ?

Afin de cerner la pertinence de la mesure d'accessibilité proposée, nous la comparons à trois indicateurs généralement utilisés pour évaluer l'accessibilité « empirique » aux emplois : la densité d'emploi ; le rapport entre le nombre d'emplois et le nombre d'actifs ayant un emploi ; la distance moyenne des migrations alternantes. Les indicateurs « empiriques » sont calculés pour chacune des 354 zones, définies ci-dessus, en distinguant les trois catégories d'espace (pôles urbains, périurbain, espace à dominante rurale), puis comparés aux mesures d'accessibilité potentielle.

- Densité d'emploi (fig. 4) : le coefficient de corrélation entre densité d'emplois et accessibilité potentielle est élevé ($R^2=0,45$). Cependant, cet indicateur qui discrimine les pôles urbains du fait de leur forte densité d'emplois ne permet pas de distinguer les communes périurbaines du reste du rural, la concentration d'emplois étant faible dans les deux cas.

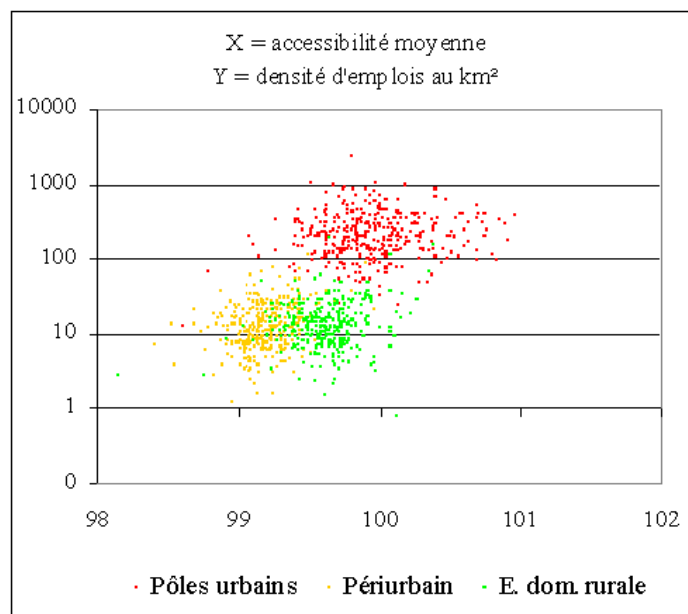


Figure 4 : relation entre densité d'emplois et accessibilité moyenne

- Nombre d'actifs pour 100 emplois (fig. 5) : ici, la prise en compte simultanée des effectifs d'emplois et d'actifs ayant un emploi améliore l'indicateur empirique ($R^2=0,82$) et permet de repérer les zones de concentration d'emplois (pôles urbains) et les zones déficitaires (périurbain), le rural se projetant entre les deux. Cependant, l'indicateur ne tient pas compte des opportunités d'emplois en dehors de la zone et des flux d'actifs entre les catégories d'espace au sein de la même zone.

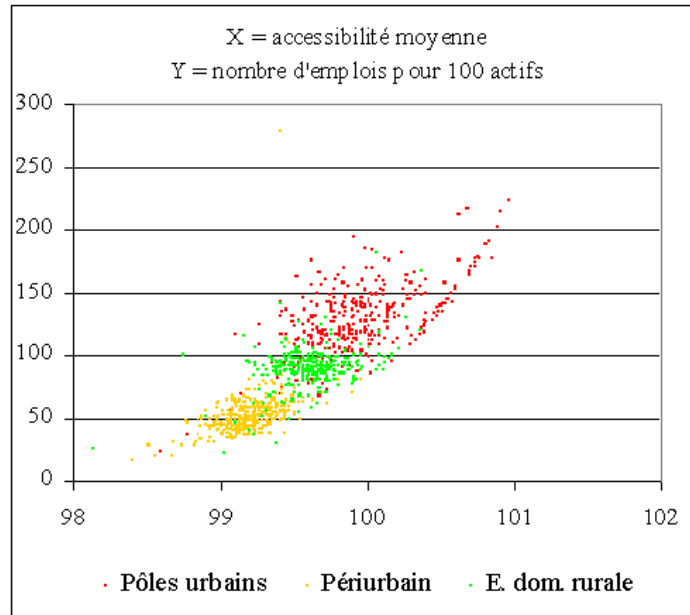


Figure 5 : relation entre le nombre d'emplois pour 100 actifs et l'accessibilité moyenne

- Longueur des migrations alternantes : le coefficient de corrélation entre la durée des trajets des navetteurs motorisés et l'accessibilité potentielle est très faible ($R^2=0,09$). L'indicateur présente une forte variabilité dans toutes les catégories d'espace et ne permet pas de les discriminer.

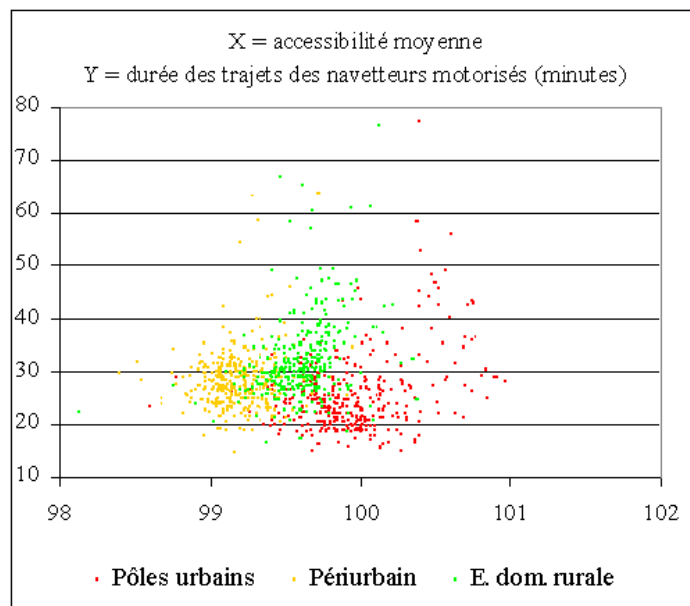


Figure 6 : relation entre durée des trajets des navetteurs et l'accessibilité moyenne

Conclusion

Ce travail a permis de mesurer l'accessibilité potentielle aux emplois en France selon la distance à la ville et selon les catégories d'espaces définies dans le zonage en aires urbaines (pôles urbains, périurbain, rural). L'indicateur d'accessibilité proposé intègre simultanément la distribution des emplois et celle des actifs. En outre, il utilise un distancier donnant les temps de trajets routiers entre les communes françaises.

Les résultats font apparaître : des niveaux d'accessibilité potentielle nettement défavorables au sein du périurbain ; des variations du niveau d'accessibilité liées à la distance au pôle urbain le plus proche quelle que soit la catégorie d'espace ; un seuil à 20 minutes du pôle le plus proche commun aux banlieues des pôles urbains et aux communes de l'espace à dominante rurale et un seuil à 40 minutes qui concerne toutes les catégories d'espace.

La comparaison de l'indicateur d'accessibilité avec des indicateurs empiriques montre que ces derniers sont limités principalement du fait qu'ils ne tiennent pas compte de la demande potentielle et des opportunités d'emplois en dehors de la zone pour laquelle ils sont calculés.

Cela étant dit, trois réserves principales peuvent être adressées à la mesure d'accessibilité potentielle retenue. Tout d'abord, la distance modélise imparfaitement les phénomènes de congestion qui ont un rôle important dans le calcul des temps de trajet. Ensuite, elle privilégie les déplacements motorisés et ne tient pas compte des autres modes de transports qui peuvent générer des durées de déplacement différentes pour le même couple de lieux travail - résidence. Enfin, l'allongement observé des durées des migrations alternantes ne s'explique pas que par le niveau d'accessibilité aux emplois. Il reflète des choix de localisation résidentielle plus complexes qui tiennent compte globalement du prix du foncier, des aménités « urbaines » et environnementales et de la durée des déplacements domicile – travail. De ce fait, l'intensification et l'allongement des déplacements quotidiens reflètent, avant tout, la dispersion des actifs liée aux migrations résidentielles vers le périurbain et le rural (Bessy-Pietri et al., 2001).

Bibliographie

Ben-Akiva M., Lerman S.R., 1979, "Disaggregate travel and mobility-choice models and measures of accessibility", in D. A. Hensher and P.R. Stopher (eds.), *Behavioural Travel Modeling*, London: Croom-Helm, 654-679.

Ben-Akiva M., Lerman S.R., 1985, *Discrete Choice Analysis: Theory and Applications to Travel Demand*, Cambridge, MA: MIT Press.

Bessy-Pietri P., Hilal M., Schmitt B., 2001, « Des évolutions démographiques rurales contrastées liées à la proximité et aux dynamiques urbaines », *Espaces Populations Sociétés*, n° 1-2, 19-36.

Bonnefoy J.L., Pumain D., Rosenblat C., 1996, « Théorie des graphes et interactions non gravitaires », in : J.P. Bocquet-Appel, D. Courgeau et D. Pumain (eds), *Spatial Analysis of Biodemographic Data*, Paris : John Libbey Eurotext-INED, 171-186.

Chapelon L., 1998, « Evaluation des projets autoroutiers : vers une plus grande complémentarité des indicateurs d'accessibilité. Approche par analyse des détours imposés et des itinéraires empruntés », *Les Cahiers Scientifiques du Transport*, n° 33, 11-40.

Dijkstra E.W., 1959, "A note on two problems in connexion with graphs", *Numerische Mathematik*, 1, 269-271.

Fredman M., Tarjan R., 1987, "Fibonacci Heaps and Their Uses in Improved Network Optimization Algorithms", *Journal of the Association for Computing Machinery*, 34-3, 596-615.

Hall G. B., Bowerman R.L., 2000, "Using GIS to evaluate the accessibility of family planning services in the central valley of Costa Rica", *ITC Journal*, 1, 38-48.

Hansen W.G., 1959, "How accessibility shapes land use", *Journal of the American Institute of Planners*, 25, 73-76.

Joly O., 1999, "State of french art of spatial accessibility indicators", SPESD – France, Working Paper. www.nordregio.se/spespn/Files/1.1.annex5.pdf

Joseph A.E., Bantock P.R., 1982, "Measuring potential physical accessibility to general practitioners in rural areas: a method and case study", *Social Science and Medecine*, 16, 85-90.

Khan A.A., 1992, "An integrated approach to measuring potential spatial access to health care services", *Socio-Economic Planning Science*, 26, 275-287.

Knox P.L., 1978, "The intraurban ecology of primary health care: patterns of accessibility and their policy implications", *Environment and Planning A*, 10, 415-435.

Le Jeannic Th., 1996, « Une nouvelle approche territoriale de la ville », *Économie et Statistique*, n° 294-295, 25-45.

Martin D., Williams H.C.W.L., 1992, "Market-area analysis and accessibility to primary health-care centres", *Environment and Planning A*, 24, 1009-1019.

Miller H.J., 1999, "Measuring space-time accessibility benefits within transportation network: Basic theory and computational procedures", *Geographical Analysis*, 31, 187-212.

- Passagué S., 1996, *L'accessibilité aux équipements en milieu rural*, Thèse de Doctorat, Université d'Avignon et des Pays de Vaucluse.
- Reilly W.J., 1931, *The Law of Retail Gravitation*, New York: The Knickerbocker Press
- Rodrigue J.-P., 1998-2002, *Transport Geography on the Web*, Dept of Economics and Geography, Hofstra University. [<http://people.hofstra.edu/geotrans/>]
- Talbot J., 2001, « Les déplacements domicile-travail », *INSEE Première*, 767.
- Weibull J.W., 1976, "An axiomatic approach to the measurement of accessibility", *Regional Science and Urban Economics*, 6, 357-379.
- Weibull J.W., 1980, "On the numerical measurement of accessibility", *Environment and Planning A*, 12, 53-67.

© CYBERGEO 2004

HILAL M., *Cybergeog*, No. 293, 02 décembre 2004

ⁱ Pour les deux premières approches, Olivier Joly (1999) a réalisé une revue et une bibliographie complète des travaux français.

ⁱⁱ D'autres fonctions ont pu être proposées dans la littérature, parmi lesquelles les fonctions gaussiennes.

ⁱⁱⁱ Moins de 4 secondes pour calculer les plus courts chemins entre une commune française et les quelques 36 500 autres (routine programmée en c++ et implémentée dans Matlab 6 pour sa capacité à gérer les matrices creuses).

^{iv} La double progression colorée, bien qu'elle ne soit pas très légitime du point de vue sémiologique, a été utilisée dans les cartes 1b, 1c et 3a afin d'en améliorer la lisibilité. Les points d'inflexion sont fixés arbitrairement.

^v Les catégories d'espace utilisées dans ce travail sont issues du zonage en aires urbaines mis en place par l'INSEE en 1996 (Le Jeannic T., 1996). Une *aire urbaine* est composée d'un *pôle urbain*, formé d'une ville centre et de ses communes de banlieue, et de *communes périurbaines*, c'est-à-dire un ensemble de communes ou d'unités urbaines, constitué d'un seul tenant et sans enclave, dont au moins 40 % de la population résidente ayant un emploi travaille dans au moins un pôle urbain (i.e. unité urbaine offrant 5000 emplois ou plus) ou dans des communes attirées par celui-ci. Les communes qui ne répondent pas à ces conditions sont classées dans une catégorie dénommée *espace à dominante rurale (EDR)*. Les délimitations retenues dans ce travail sont établies à partir du recensement de population de 1999.

^{vi} Parmi les 354 aires urbaines de 1999, 13 n'ont pas d'arrière-pays (Paris, Lyon, Lille, Strasbourg, Le Havre, Avignon, Dunkerque, Nîmes, Laval, Armentières, Istres, Miramas et Irun-Hendaye). Par conséquent, l'agrégat est uniquement constitué de l'aire urbaine.