

Article

« La structure spatiale des déplacements pendulaires des femmes et des hommes dans la région de Montréal. »

André Lemelin et Agnès Gagnol

Cahiers de géographie du Québec, vol. 43, n° 119, 1999, p. 187-210.

Pour citer cet article, utiliser l'information suivante :

URI: <http://id.erudit.org/iderudit/022813ar>

DOI: 10.7202/022813ar

Note : les règles d'écriture des références bibliographiques peuvent varier selon les différents domaines du savoir.

Ce document est protégé par la loi sur le droit d'auteur. L'utilisation des services d'Érudit (y compris la reproduction) est assujettie à sa politique d'utilisation que vous pouvez consulter à l'URI <https://apropos.erudit.org/fr/usagers/politique-dutilisation/>

Érudit est un consortium interuniversitaire sans but lucratif composé de l'Université de Montréal, l'Université Laval et l'Université du Québec à Montréal. Il a pour mission la promotion et la valorisation de la recherche. Érudit offre des services d'édition numérique de documents scientifiques depuis 1998.

Pour communiquer avec les responsables d'Érudit : info@erudit.org

La structure spatiale des déplacements pendulaires des femmes et des hommes dans la région de Montréal¹

André Lemelin *et* Agnès Gatignol

INRS-Urbanisation

3465, rue Durocher

Montréal (Québec) H2X 2C6

Andre_Lemelin@inrs-urb.quebec.ca

Résumé

À l'aide de données inédites du recensement de 1991 de Statistique Canada, nous examinons les différences femmes-hommes, pour cinq catégories professionnelles, quant aux structures spatiales des déplacements résidence-travail, au moyen de mesures de dissimilarité appliquées à des matrices origine-destination. Compte tenu des particularités de Montréal, nos données sont en accord avec plusieurs conclusions communément admises dans la littérature. En ce qui concerne plus spécifiquement la structure des déplacements pendulaires, nous examinons deux hypothèses : (1) le comportement des femmes est plus nettement distinct de celui des hommes de la même catégorie professionnelle que de celui des femmes d'autres catégories; (2) la structure des déplacements pendulaires des femmes est plus nettement distincte de celle des hommes pour les catégories professionnelles de statut supérieur que pour les autres. Nos résultats sont mitigés : si les hypothèses ne sont pas catégoriquement rejetées, elles sont pour le moins mises en doute.

Mots-clés : déplacements résidence-travail, comparaison femmes-hommes, structure spatiale, région métropolitaine de Montréal.

Abstract

The Spatial Structure of Men's and Women's Home-to-Work Commuting in the Montreal Metropolitan Area

We use unpublished 1991 Statistics Canada Census data to examine male-female differences in the spatial structure of home-to-work commuting, for five occupational categories, by applying dissimilarity measures to origin-destination matrices. After allowing for the particular characteristics of Montreal, our data agree with several findings found in the literature. Regarding more specifically the spatial structure of commuting, we consider two hypotheses : (1) the behavior of women is more dissimilar from that of men of the same occupational category than from that of women of other categories; (2) women's spatial structure of commuting is more dissimilar from that of men for higher-status occupational categories than for lower-status ones. Results are mixed. While the hypotheses are not clearly rejected, they are definitely challenged.

Key Words : home-to-work commuting, female-male comparison, spatial structure, Montreal metropolitan area.

Le développement des villes des pays industrialisés, particulièrement en Amérique du Nord, a été marqué par une dissociation spatiale croissante entre domicile et travail. S'en sont suivis l'intensification des déplacements pendulaires et l'étalement urbain. À mesure que s'est affirmée la participation des femmes au marché du travail, il est cependant apparu que la structure spatiale de leurs navettes quotidiennes se distinguait de celle des hommes. Nombre d'études ont fait ressortir le fait que les déplacements pendulaires des femmes se font en moyenne sur une moindre distance ou sont de durée moindre (Hanson et Johnston, 1985; Fagnani, 1986; Villeneuve et Rose, 1988; Chicoine et Rose, 1989; Gordon, Kumar et Richardson, 1989; Tkocz et Kristensen, 1994; Hanson et Pratt, 1995; Camstra, 1996; Baccaïni, 1996; Rouwendal, 1996).

La distance parcourue n'est cependant qu'un aspect de la mobilité. À ne considérer que cet aspect, on s'enferme dans une représentation singulièrement appauvrie de l'espace. Une analyse authentiquement spatiale, au contraire, cherchera à examiner comment les déplacements pendulaires s'inscrivent dans l'espace. C'est pourquoi nous nous intéressons à la localisation résidentielle des femmes et des hommes et à la répartition géographique de leurs emplois (Hanson et Johnston, 1985; Chicoine et Rose, 1989; Villeneuve et Rose, 1988; Hanson et Pratt, 1995; Baccaïni, 1996; Rouwendal, 1996). Notre attention se porte plus particulièrement sur la structure spatiale des déplacements, c'est-à-dire sur les flux résidence-travail des navetteurs, tels que les décrivent des matrices origine-destination². À l'aide de données inédites de Statistique Canada tirées du recensement de la population de 1991, nous examinons notamment l'hypothèse que les différences femmes-hommes s'amenuisent pour les catégories socioprofessionnelles supérieures.

DONNÉES

À notre demande, Statistique Canada a réalisé une compilation spéciale des données du recensement de la population de 1991 pour la région métropolitaine de Montréal. Cette compilation répartit la population active de la région selon quatre dimensions : le sexe, la profession, la zone de résidence et la zone d'emploi.

Nous distinguons cinq catégories professionnelles :

1. directeurs, gérants, administrateurs et personnel assimilé;
2. professionnels, enseignants et cols blancs spécialisés;
3. employés de bureau et travailleurs dans la vente;
4. ouvriers;
5. autres³.

Le statut socio-économique le plus élevé est associé à la catégorie des directeurs et administrateurs. La catégorie des professionnels, enseignants et cols blancs spécialisés vient au second rang. Le classement relatif des trois dernières catégories est cependant plus ambigu.

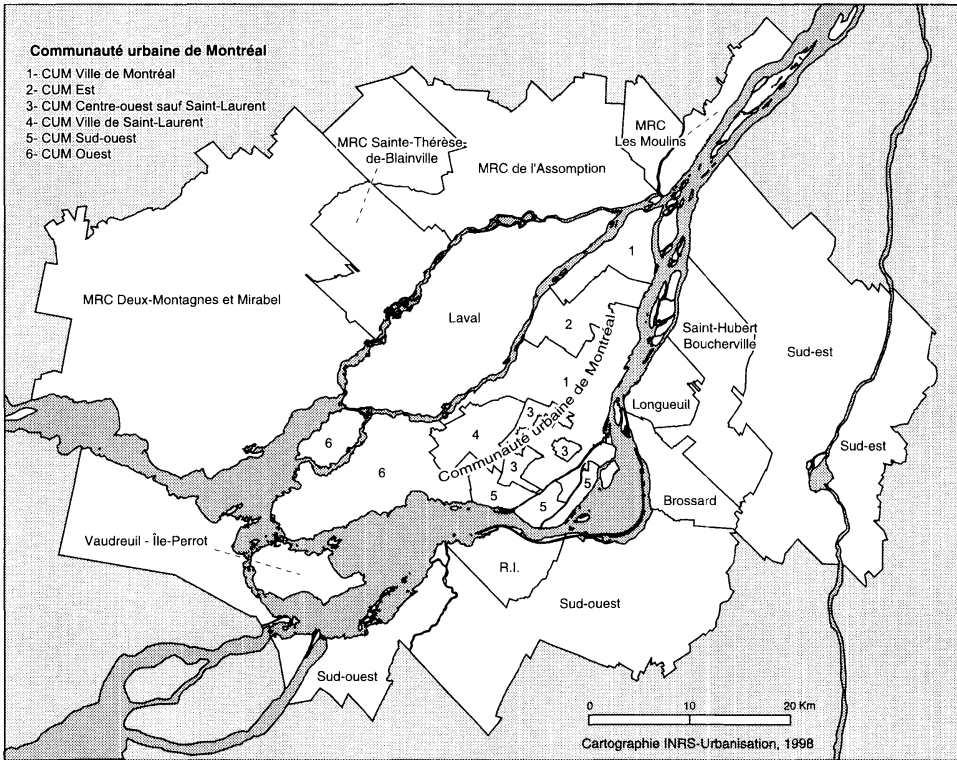
Tableau 1 Nombre de personnes actives par catégorie professionnelle et par sexe dans la région métropolitaine de Montréal (pour chaque catégorie, les trois lignes de pourcentage correspondent à ce qui suit : 1^{ère} ligne, % par rapport au grand total (1 562 915); 2^e ligne, % par rapport au total de la ligne; 3^e ligne, % par rapport au total de la colonne)

Catégorie professionnelle	Femmes	Hommes	Total
Directeurs, gérants, administrateurs et personnel assimilé	85 015	149 040	234 090
	5,4 %	9,5 %	15,0 %
	36,3 %	63,7 %	100,0 %
	12,2 %	17,3 %	15,0 %
Professionnels, enseignants et cols blancs spécialisés	175 320	163 580	339 005
	11,2 %	10,5 %	21,7 %
	51,7 %	48,3 %	100,0 %
	25,1 %	18,9 %	21,7 %
Employés de bureau et travailleurs dans la vente	286 320	151 405	437 960
	18,3 %	9,7 %	28,0 %
	65,4 %	34,6 %	100,0 %
	41,0 %	17,5 %	28,0 %
Ouvriers	64 100	255 445	319 730
	4,1 %	16,4 %	20,5 %
	20,1 %	79,9 %	100,0 %
	9,2 %	29,6 %	20,5 %
Autres	87 835	143 750	231 685
	5,6 %	9,2 %	14,8 %
	37,9 %	62,1 %	100,0 %
	12,6 %	16,7 %	14,8 %
TOTAL	699 005	863 795	1 562 915
	44,7 %	55,3 %	100,0 %
	44,7 %	55,3 %	100,0 %
	100,0 %	100,0 %	100,0 %

Source : Statistique Canada, recensement de 1991.

La région métropolitaine de Montréal est découpée en dix-sept zones, qui correspondent à des municipalités ou à des groupements de municipalités (figure 1). En outre, les données distinguent quatre destinations « fictives », qui correspondent à des lieux de travail qui ne sont pas des zones de la région métropolitaine : au Canada à l'extérieur de la RMR de Montréal; travail à domicile⁴; sans lieu habituel de travail; à l'étranger.

Figure 1 Découpage en 17 zones de la région métropolitaine de Montréal



La principale faiblesse de ce découpage géographique est de ne distinguer aucune subdivision à l'intérieur de la ville centrale, qui comprend près du tiers de la population de la région. Les données nécessaires, pourtant consignées sur les formulaires de réponse au questionnaire du recensement de la population, n'ont tout simplement pas été saisies par Statistique Canada pour le recensement de 1991.

Une autre faiblesse des données est de ne pas distinguer les travailleurs selon leur statut familial. Il aurait été souhaitable de pouvoir à tout le moins traiter distinctement les personnes seules ou monoparentales et celles qui vivent en couple⁵. Dans ce dernier cas, en effet, le choix de la zone de résidence se fait sous contrainte du lieu de travail des deux conjoints (le poids accordé à l'un et à l'autre

n'étant pas nécessairement égal). Cela conditionne évidemment la structure des déplacements pendulaires.

Les données sont organisées sous la forme de dix matrices origine-destination : cinq catégories professionnelles, femmes et hommes. Chaque matrice a 18 lignes (17 zones de résidence, plus une pour les personnes de l'extérieur qui travaillent à Montréal) et 21 colonnes (17 zones d'emploi, plus les quatre destinations fictives). On a écarté des calculs la cellule de chaque matrice qui correspond aux personnes de l'extérieur de la région travaillant à l'extérieur de la région.

ASPECTS MÉTHODOLOGIQUES

Chaque matrice origine-destination décrit le comportement de l'un des dix groupes de travailleurs considérés. Chaque matrice contient 378 éléments (18 lignes par 21 colonnes). Comment comparer les comportements de façon systématique? Et d'abord, qu'y a-t-il à comparer?

Nous croyons que les comparaisons intéressantes sont :

- entre femmes et hommes pour une même catégorie professionnelle; nos données distinguent cinq catégories professionnelles : il y a donc cinq comparaisons femmes-hommes;
- entre catégories professionnelles pour les travailleurs du même sexe; il y a dix paires de professions : pour les femmes et pour les hommes, cela fait vingt comparaisons interprofessionnelles.

En outre, chacune des cinq comparaisons femmes-hommes et chacune des vingt comparaisons interprofessionnelles peut se faire sous trois aspects :

- la répartition géographique par zone de résidence;
- la répartition géographique par zone d'emploi;
- la structure des déplacements (flux origine-destination).

Pour pouvoir procéder à ces comparaisons, il nous faut spécifier de quelle façon nous allons représenter numériquement chacun des trois aspects énumérés précédemment. D'abord, pour rendre les matrices origine-destination comparables entre elles, nous les avons normalisées en divisant chacune d'elles par la somme de ses éléments. Les nouvelles matrices qui résultent de cette opération représentent à nos yeux les structures des déplacements pendulaires des différents groupes. Ces matrices de structure sont indépendantes de la taille du groupe correspondant. Leurs éléments peuvent s'interpréter comme des probabilités (plus exactement des fréquences relatives). Voyons cela de plus près.

Désignons par N^{sp} la matrice origine-destination des travailleurs appartenant au sexe s et à la catégorie professionnelle p ; n^{sp}_{ij} , l'élément i, j de la matrice N^{sp} , est alors le nombre de personnes du sexe s appartenant à la catégorie professionnelle p qui habitent la zone i et travaillent en zone j . Désignons aussi P^{sp} la matrice de structure obtenue en appliquant la règle de normalisation

$$p^{sp}_{ij} = n^{sp}_{ij} / \sum_h \sum_g n^{sp}_{hg}$$

L'élément p^{sp}_{ij} de la matrice P^{sp} est une probabilité : si l'on choisit une personne au hasard parmi les sujets du sexe s appartenant à la catégorie professionnelle p , p^{sp}_{ij} est la probabilité que cette personne habite la zone i et travaille en zone j .

Les répartitions géographiques par zone de résidence et par zone d'emploi sont données par les probabilités marginales

$$r^{sp}_i = \sum_g p^{sp}_{ig}$$

$$q^{sp}_j = \sum_h p^{sp}_{hj}$$

L'élément r^{sp}_i du vecteur R^{sp} est la fraction des sujets de sexe s appartenant à la catégorie professionnelle p qui habitent la zone de résidence i . L'élément q^{sp}_j du vecteur Q^{sp} est la fraction des sujets de sexe s appartenant à la catégorie professionnelle p qui travaillent dans la zone j .

Nous voulons donc comparer des vecteurs et des matrices dont les éléments constituent des distributions (c'est-à-dire qu'ils s'additionnent à 1)⁶. Plus précisément, nous voulons mesurer leur degré de similarité ou de dissimilarité. Cela pose le problème de la multidimensionnalité des objets à comparer, un problème qui n'a pas de solution unique. Pour cette raison, nous avons estimé nécessaire de mettre à l'épreuve la robustesse des résultats en appliquant plus d'une mesure de dissimilarité. Parmi la multitude de mesures proposées dans la littérature, nous en avons retenu deux : la distance rectilinéaire généralisée (ou distance de Manhattan) et la distance euclidienne généralisée. Ces deux mesures possèdent les attributs d'une métrique, c'est-à-dire qu'elles ont les propriétés de non-négativité, d'identité et de symétrie et qu'elles respectent l'inégalité triangulaire; elles appartiennent à la classe des p -distances (Huriet et Perreur, 1994, p. 44). Nous insistons cependant sur le fait que, bien que ces mesures soient des généralisations de mesures de distance, nos calculs ne feront nullement intervenir la distance géographique. Aussi, pour éviter toute confusion, nous éviterons dans ce qui suit d'utiliser le mot « distance ». La mesure de Manhattan (distance rectilinéaire généralisée) se définit comme :

$$M = \sum_i \sum_j | p_{ij} - q_{ij} |$$

Cette mesure est égale à deux fois l'indicateur de dissociation (aussi appelé coefficient de localisation en science régionale ou indice de ségrégation en sociologie) :

$$S = \sum_i \sum_j | p_{ij} - q_{ij} | / 2 = M / 2$$

Nous avons aussi considéré la mesure euclidienne (distance euclidienne généralisée) :

$$E = [\sum_i \sum_j (p_{ij} - q_{ij})^2]^{1/2}$$

La principale différence entre la mesure de Manhattan et la mesure euclidienne est la suivante : pour une valeur donnée de la mesure de Manhattan, la mesure euclidienne sera d'autant plus grande que les écarts $|p_{ij} - q_{ij}|$ sont inégaux entre eux. Dans le calcul de la mesure euclidienne, la forte contribution des écarts supérieurs à la moyenne n'est pas compensée par la faible contribution des écarts inférieurs à la moyenne⁷.

Outre que le problème de la mesure de la dissimilarité n'a pas de solution unique, il importe de souligner que toute mesure de dissimilarité entre deux distributions dépend du schème de classification utilisé, en l'occurrence du découpage géographique; les mesures que nous utilisons n'échappent pas à cette règle. En conséquence, nous ne pouvons pas affirmer que l'ordre que nous obtenons en classant les paires de matrices selon leur degré de dissimilarité ne changerait pas avec un découpage spatial plus fin ou même simplement différent. Faute de disposer des données nécessaires, nous ne pouvons pas trancher cette question. Seules d'autres études, menées avec des données plus détaillées, permettraient d'évaluer la robustesse de nos résultats par rapport au découpage spatial.

Les résultats de nos calculs sont présentés à l'annexe 1. Cette masse de chiffres est toutefois assez indigeste. Pour faciliter les comparaisons, nous aurons recours à une présentation graphique. Parmi les figures 2a à 2e et 5a à 5e, chacune présente des indices de dissimilarité relatifs à une catégorie professionnelle donnée; dans les figures 2a à 2e, il s'agit de la dissimilarité quant à la répartition résidentielle, tandis que, dans les figures 5a à 5e, il s'agit de la dissimilarité quant à la structure des déplacements pendulaires. Le degré de dissimilarité entre les femmes et les hommes d'une même catégorie professionnelle est indiqué par un trait horizontal. Des colonnes verticales mesurent la dissimilarité entre la profession à laquelle se rapporte le graphique et chacune des quatre autres professions; il y a deux jeux de colonnes, l'un pour les femmes et l'autre pour les hommes. Les figures 3, 4 et 7 regroupent sur un même graphique les différences femmes-hommes. Dans tous les graphiques, la mesure utilisée (mesure de Manhattan ou mesure euclidienne) est indiquée sur l'axe vertical.

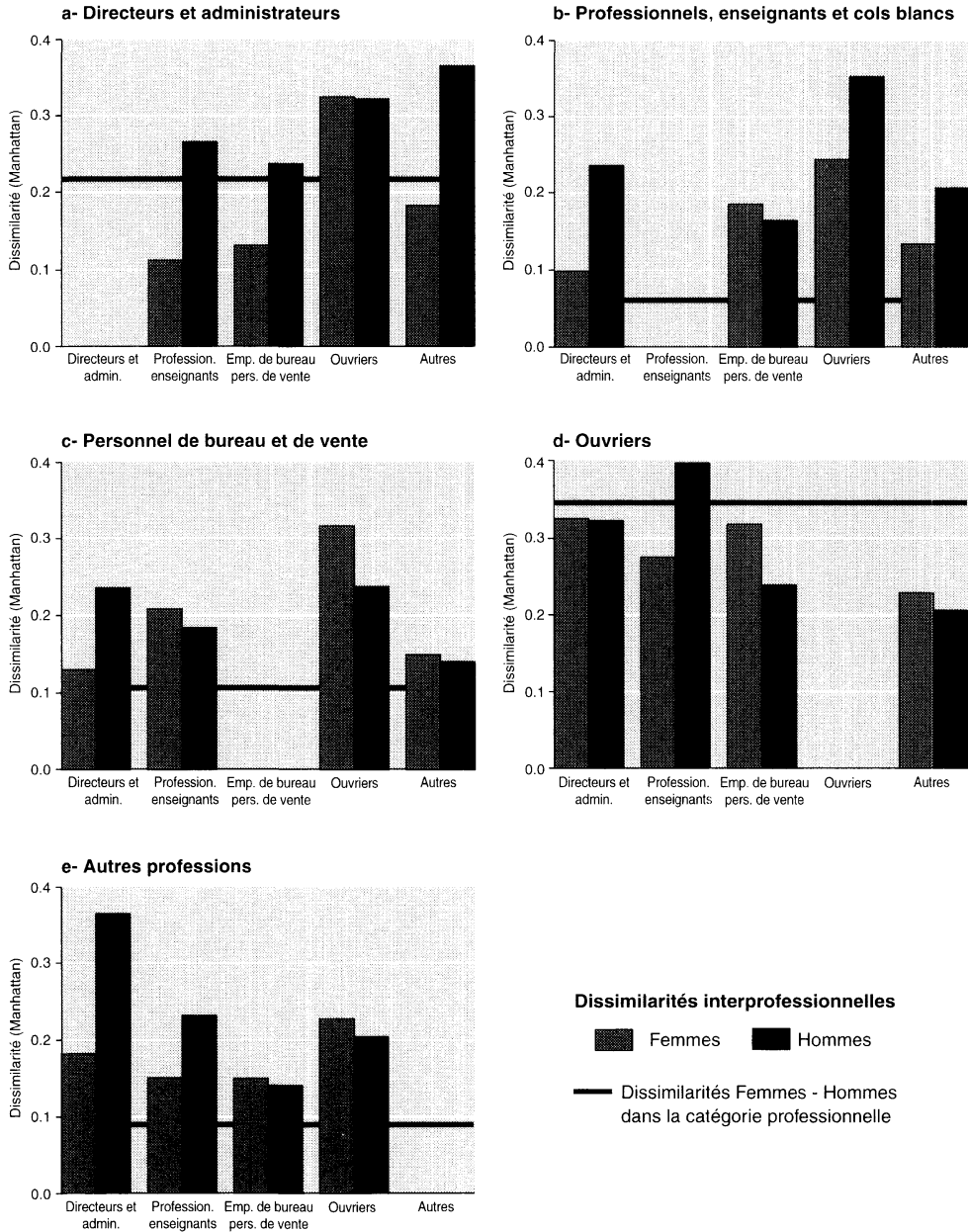
RÉSULTATS

LA RÉPARTITION SPATIALE RÉSIDENTIELLE

La première hypothèse que nous voulons explorer se rapporte à la répartition spatiale résidentielle. Selon le modèle de cohabitation de l'écologie sociale urbaine⁸, les gens ayant des caractéristiques similaires tendent à se regrouper dans les mêmes quartiers (« qui s'assemblent se ressemblent »), ce qui crée en milieu urbain une différenciation spatiale : chaque quartier est caractérisé par le type de gens qui y habitent. De façon répétée, les résultats d'études empiriques ont fait ressortir trois dimensions « classiques » qui caractérisent la répartition spatiale de la population :

- le statut socio-économique (richesse/pauvreté);
- le statut familial (présence ou non d'enfants, âge);
- l'appartenance ethnique ou linguistique.

Figure 2 Indices de dissimilarité basés sur la répartition spatiale résidentielle, par catégorie professionnelle



Or plusieurs auteurs (notamment, pour Montréal, Renaud *et al.*, 1996) ont identifié la catégorie professionnelle comme un indicateur important de la première de ces trois dimensions, le statut socio-économique. Dans la mesure donc où femmes et hommes de la même catégorie professionnelle ont le même statut socio-économique⁹, on s'attendrait à les voir cohabiter dans les mêmes quartiers, ce qui devrait se traduire par des répartitions spatiales résidentielles semblables. D'où l'hypothèse que la répartition spatiale résidentielle est moins différente entre hommes et femmes d'une même catégorie professionnelle qu'entre personnes de même sexe de catégories professionnelles différentes. Nous examinons cela dans les figures 2a à 2e, au moyen de la mesure de Manhattan.

L'hypothèse implique que, dans les représentations graphiques, les colonnes qui mesurent les dissimilarités interprofessionnelles soient plus hautes que le trait horizontal qui représente la dissimilarité femmes-hommes. Cela se vérifie dans les figures 2b (professionnels, enseignants et cols blancs spécialisés), 2c (employés de bureau et personnel de vente) et 2e (autres professions). Pour les ouvriers, au contraire (figure 2d), la différence entre les sexes est supérieure à presque toutes les différences interprofessionnelles; à Montréal, cela refléterait la concentration résidentielle particulière des femmes employées dans la confection (Villeneuve et Rose, 1988; Chicoine et Rose, 1989)¹⁰.

Pour la catégorie des directeurs et administrateurs (figure 2a), la ségrégation résidentielle interprofessionnelle chez les hommes est supérieure à la ségrégation résidentielle entre hommes et femmes, ce qui est conforme à l'hypothèse que nous avons tirée de l'écologie sociale urbaine; mais la ségrégation résidentielle entre hommes et femmes est supérieure à la ségrégation résidentielle interprofessionnelle chez les femmes (à l'exception de la ségrégation entre les femmes de la catégorie directeurs et administrateurs et celles de la catégorie ouvriers, ce qui reflète la particularité mentionnée à propos de ces dernières). D'autres études (notamment Hanson et Johnston, 1985) ont déjà mis en relief les différences de comportement résidentiel entre femmes et hommes de statut socio-économique élevé : les femmes seules en particulier ont en moyenne un patrimoine moindre que les hommes de même statut, ce qui les pousse à habiter des quartiers où les prix immobiliers sont moindres (Rose, 1996)¹¹. Nos résultats suggèrent que ce phénomène est moins marqué pour les femmes de la catégorie professionnelle enseignants et cols blancs spécialisés que pour celles de la catégorie directeurs et administrateurs. Cela paraîtrait tout à fait cohérent avec ce que l'on sait de l'accès des femmes à ces deux catégories professionnelles : les femmes sont très présentes dans la catégorie des professionnels, enseignants et cols blancs spécialisés, alors que leur cheminement vers des postes de cadre supérieur est décidément plus lent.

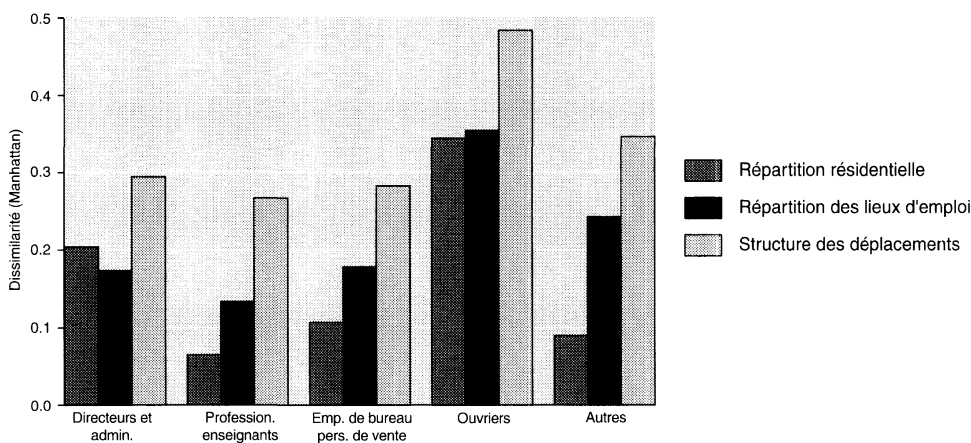
LA RÉPARTITION GÉOGRAPHIQUE DES LIEUX D'EMPLOI

La seconde hypothèse que nous examinons se rapporte à la répartition géographique des lieux d'emploi. Au sein d'une même catégorie professionnelle, les dissimilarités entre les répartitions spatiales des lieux d'emploi des femmes et des hommes peuvent dépendre de plusieurs facteurs :

- une répartition dissemblable des femmes et des hommes entre les sous-catégories qui constituent une catégorie professionnelle hétérogène, lorsque les emplois des différentes sous-catégories ont des distributions spatiales dissimilaires¹²;
- une stratégie spatiale différente des femmes et des hommes dans la recherche d'emploi, stratégie qui conduirait les femmes à rechercher des emplois plus proches de leur domicile (Simpson, 1987; Pratt et Hanson, 1991; Hanson et Pratt, 1995);
- les répartitions spatiales distinctes des secteurs d'activité où sont concentrés les femmes et les hommes d'une même catégorie professionnelle (Hanson et Johnston, 1985; Chicoine et Rose, 1989; Villeneuve et Rose, 1988).

Étant donné tous ces facteurs, on ne serait pas étonné qu'au sein d'une même catégorie professionnelle, la répartition géographique des lieux d'emploi des femmes soit plus différente de celle des hommes que la répartition géographique de leurs lieux de résidence. Si tel est le cas, la colonne médiane de chaque triplet de la figure 3 devrait être plus élevée que la colonne de gauche. C'est ce que l'on constate dans tous les cas, sauf celui de la catégorie des directeurs et administrateurs, où les particularités déjà évoquées des choix résidentiels des femmes semblent l'emporter.

Figure 3 Différences femmes-hommes par profession, selon les lieux de résidence, d'emploi et la structure des déplacements



On note aussi, pour la catégorie des ouvriers, une dissimilarité marquée dans la répartition spatiale des emplois féminins et masculins; cette dissimilarité est même supérieure à la forte dissimilarité déjà signalée entre les répartitions résidentielles correspondantes. Ce trait est sans doute attribuable à la localisation de l'industrie de la confection à Montréal (Villeneuve et Rose, 1988; Chicoine et Rose, 1989)¹³.

À PROPOS DE LA MOINDRE MOBILITÉ DES FEMMES

Parmi les hypothèses avancées quant à la moindre mobilité résidence-travail des femmes figure celle-ci : les déplacements pendulaires des hommes se font *grosso modo* à partir de résidences dispersées dans l'espace métropolitain, vers des emplois qui ont tendance à être regroupés au centre; les résidences des femmes seraient moins dispersées que celles des hommes¹⁴, alors que leurs lieux d'emploi seraient moins concentrés; de la combinaison de ces deux facteurs, il résulterait que les femmes habiteraient en moyenne plus près de leur lieu d'emploi¹⁵.

Le découpage spatial que nous utilisons ne nous permet pas vraiment d'examiner le premier aspect de cette hypothèse, puisque la zone correspondant à la ville centrale est trop vaste¹⁶. Cela étant, la proportion des femmes qui habitent la ville centrale (zone 1) est en effet supérieure à la proportion correspondante des hommes pour les catégories professionnelles 1 et 4; elle est toutefois sensiblement égale pour les autres catégories (tableau 2).

Tableau 2 Pourcentage des femmes et des hommes habitant la ville centrale, par profession

Catégorie professionnelle	Femmes	Hommes
1 Directeurs, gérants, admin. & pers. assim.	28,3 %	21,7 %
2 Profession., enseign. & cols blancs spéc.	33,2 %	33,7 %
3 Empl. de bureau & trav. dans la vente	26,7 %	28,8 %
4 Ouvriers	38,0 %	25,6 %
5 Autres	32,8 %	32,6 %
MOYENNE, toutes catégories	30,3 %	28,2 %

Pour ce qui est du second aspect de l'hypothèse, nous avons comparé sommairement la concentration spatiale des emplois occupés par les hommes et par les femmes, telle qu'elle a été mesurée par l'indice de Herfindahl¹⁷ (tableau 3). Avec le découpage spatial que nous utilisons, la concentration des emplois est plus grande pour les femmes que pour les hommes (sauf pour la catégorie professionnelle 5), ce qui est contraire à l'hypothèse.

Tableau 3 Indice de Herfindahl de la concentration spatiale des emplois

Catégorie professionnelle	Femmes	Hommes
1 Directeurs, gérants, admin. & pers. assim.	0,279	0,215
2 Profession., enseign. & cols blancs spéc.	0,266	0,261
3 Empl. de bureau & trav. dans la vente	0,226	0,186
4 Ouvriers	0,251	0,137
5 Autres	0,180	0,231
ENSEMBLE	0,237	0,193

Par ailleurs, pour les hommes et les femmes de chacune des catégories professionnelles, nous avons mesuré la dissimilarité entre la répartition spatiale résidentielle et la répartition spatiale des emplois (tableau 4). Selon l'hypothèse évoquée précédemment, on devrait trouver une plus grande dissimilarité chez les hommes que chez les femmes. Cela se vérifie pour les catégories professionnelles 1, 2 et 5, mais pas pour les catégories 3 et 4, ni pour l'ensemble¹⁸.

Tableau 4 Dissimilarité entre la répartition spatiale résidentielle et la répartition spatiale des emplois (mesure de Manhattan)

Catégorie professionnelle	Femmes	Hommes
1 Directeurs, gérants, admin. & pers. assim.	0,582	0,636
2 Profession., enseign. & cols blancs spéc.	0,425	0,500
3 Empl. de bureau & trav. dans la vente	0,497	0,400
4 Ouvriers	0,420	0,345
5 Autres	0,324	0,429
ENSEMBLE	0,446	0,409

À l'échelle de notre découpage spatial, nos résultats mettent donc en doute, sans la contredire catégoriquement, l'hypothèse selon laquelle la mobilité des femmes serait moindre parce qu'elles habiteraient en moyenne plus près de leur lieu d'emploi.

UNE MESURE INDIRECTE DE LA MOBILITÉ

Mais qu'en est-il de la mobilité comparée des femmes et des hommes? Jusqu'ici, nous avons plus ou moins repris à notre compte les résultats obtenus par d'autres chercheurs, qui comparent la mobilité des hommes et des femmes en examinant généralement la distance entre le lieu de résidence et le lieu de travail. Bien souvent, il s'agit de la distance à vol d'oiseau entre les centroïdes de zones (plus rarement de la distance-temps entre la résidence et le lieu de travail). Cette méthode serait difficilement applicable dans notre cas, d'abord à cause de la grande étendue de certaines zones, mais aussi faute d'un découpage assez fin de la ville-centre (zone 1 sur la figure 1), où se concentre 29,1 % de la population active et 43,5 % de l'emploi de la région.

C'est pourquoi nous avons cherché à aborder la question de la mobilité sous un autre angle, celui de l'indépendance (stochastique) entre le lieu d'emploi et le lieu de résidence. En effet, si l'espace était parfaitement neutre, le choix d'un lieu de résidence serait indépendant du lieu d'emploi, et vice-versa. Or les matrices origine-destination sont des tables de contingence et, dans une table de contingence à deux dimensions, l'indépendance se traduit par la biproportionnalité. Dans le cas qui nous intéresse, une matrice origine-destination N^{sp} est biproportionnelle lorsque, pour chacun de ses éléments n^{sp}_{hk}

$$n^{sp}_{hk} = (\sum_i n^{sp}_{ik}) (\sum_j n^{sp}_{hj}) / (\sum_i \sum_j n^{sp}_{ij})$$

ce qui implique

$$p^{sp}_{hk} = (\sum_i p^{sp}_{ik}) (\sum_j p^{sp}_{hj}) = q^{sp}_k r^{sp}_h$$

C'est la définition même de l'indépendance stochastique : la probabilité conjointe est égale au produit des probabilités marginales. On peut donc penser que le degré auquel une matrice origine-destination se rapproche d'une matrice biproportionnelle est une mesure du degré de neutralité de l'espace pour le groupe de personnes concerné.

Peut-on conclure pour autant que cela mesure indirectement la mobilité des personnes? Pas nécessairement. Car la structure des déplacements peut s'écarter de la biproportionnalité autant par une « sur-mobilité » que par une « sous-mobilité »¹⁹. Pour associer la neutralité de l'espace à la mobilité des personnes, il faut pouvoir écarter l'hypothèse de la sur-mobilité. Or, comme nous l'avons déjà signalé, le découpage spatial utilisé ne permet pas d'effectuer une analyse basée sur les distances entre centroïdes. Toutefois, on peut lever une part de l'ambiguïté en examinant l'écart, pour chaque groupe, entre la fraction observée des personnes qui travaillent dans leur zone de résidence (mais pas à domicile) et la fraction prédite par l'hypothèse d'indépendance (matrice biproportionnelle). Cet écart est positif *dans tous les cas*, c'est-à-dire pour chaque zone et pour chaque groupe : la fraction observée des gens qui travaillent dans leur zone de résidence est toujours supérieure à ce que prédit l'hypothèse de neutralité de l'espace. Il n'y a aucune manifestation apparente de sur-mobilité (c'est-à-dire de « fuite » hors de la zone de résidence). Nous avons là au contraire l'indice d'une tendance à l'inertie qui rend improbable la sur-mobilité. Le tableau 5 rapporte, pour chacun des groupes

professionnels, la somme des écarts entre la fraction observée des personnes qui travaillent dans leur zone de résidence et la fraction prédite par l'hypothèse d'indépendance.

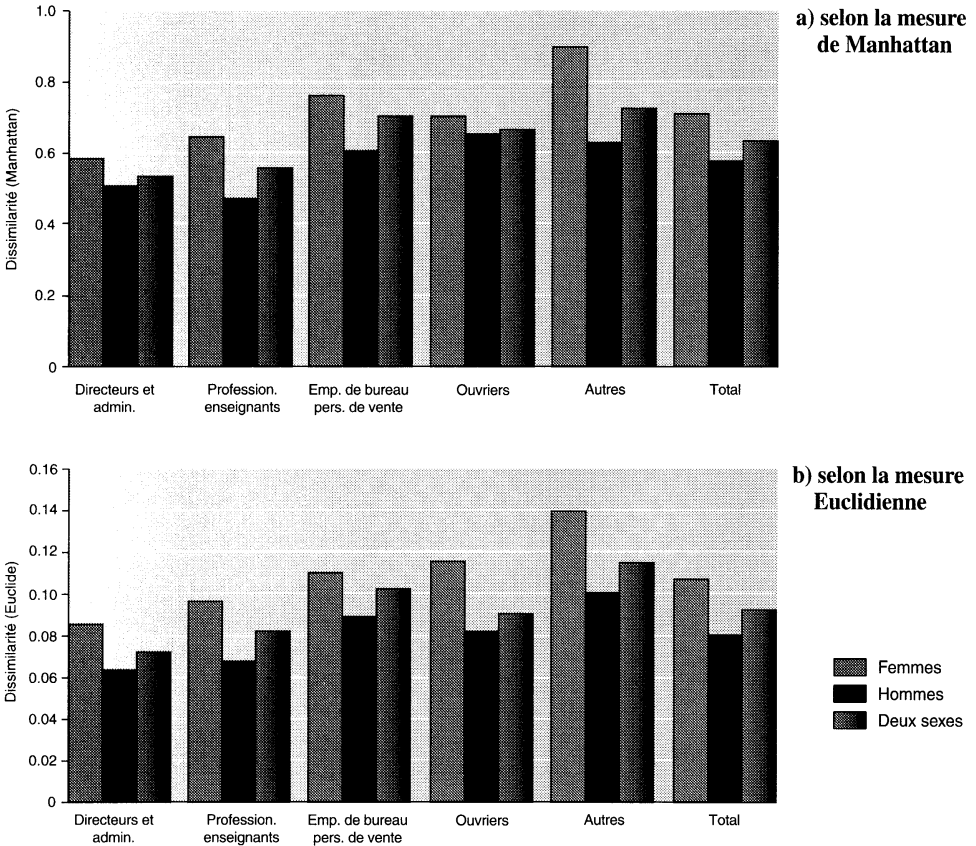
Tableau 5 Somme des écarts entre la fraction observée des personnes qui travaillent dans leur zone de résidence et la fraction prédite par l'hypothèse d'indépendance

Catégorie professionnelle	Femmes	Hommes
1 Directeurs, gérants, admin. & pers. assim.	0,20	0,16
2 Profession., enseign. & cols blancs spéc.	0,24	0,15
3 Empl. de bureau & trav. dans la vente	0,29	0,22
4 Ouvriers	0,24	0,22
5 Autres	0,37	0,24

Il serait évidemment sans intérêt de mener des tests statistiques formels de l'hypothèse d'indépendance : cette hypothèse serait rejetée à coup sûr, puisque nous savons bien que l'espace n'est pas neutre, mais qu'il est au contraire structurant. Toutefois, lorsqu'on compare deux groupes, on peut considérer que l'espace est plus neutre pour celui des deux dont la matrice origine-destination s'éloigne le moins d'une matrice biproportionnelle. Or nous avons conclu du tableau précédent qu'il est vraisemblable qu'une moindre neutralité soit associée à une moindre mobilité. Alors, s'il est vrai que les femmes sont moins mobiles que les hommes, les matrices origine-destination des femmes devraient s'éloigner plus que celles des hommes de la forme biproportionnelle. Nous présentons ici sous forme graphique les résultats obtenus avec la mesure de Manhattan (figure 4a) et avec la mesure euclidienne (figure 4b).

On constate que, pour chacune des catégories professionnelles, la matrice origine-destination des femmes s'éloigne d'une matrice biproportionnelle davantage que celle des hommes. Cela est en accord avec l'hypothèse d'une moindre mobilité intra-urbaine des femmes. On constate aussi que, pour les hommes comme pour les femmes, la mobilité est plus grande pour les deux premières catégories professionnelles, ce qui est également conforme aux conclusions des études citées précédemment sur la mobilité intra-urbaine. Ajoutons que les mêmes observations s'appliquent, *mutatis mutandis*, aux écarts entre la fraction observée des personnes qui travaillent dans leur zone de résidence et la fraction prédite par l'hypothèse d'indépendance.

Figure 4 Indices de dissimilarité basés sur la mobilité intra-urbaine (par rapport à une matrice biproportionnelle), par catégorie professionnelle



LA STRUCTURE DES DÉPLACEMENTS PENDULAIRES

Nous examinons maintenant la structure des déplacements pendulaires des femmes et des hommes. S'appuyant sur un échantillon de travailleurs de la ville de Baltimore en 1977, Hanson et Johnston (1985) observent que les déplacements pendulaires des hommes sont généralement plus longs, en distance et en temps, pour les hommes que pour les femmes. Mais ces différences ne sont statistiquement significatives que pour la catégorie professionnelle identifiée comme « *Managers/professionals* ». Par ailleurs, les différences interprofessionnelles sont statistiquement significatives pour les hommes, mais pas pour les femmes. Villeneuve et Rose (1988) ont analysé les déplacements pendulaires des hommes et des femmes en 1971 et en 1981 à Montréal²⁰. Leurs données montrent notamment que :

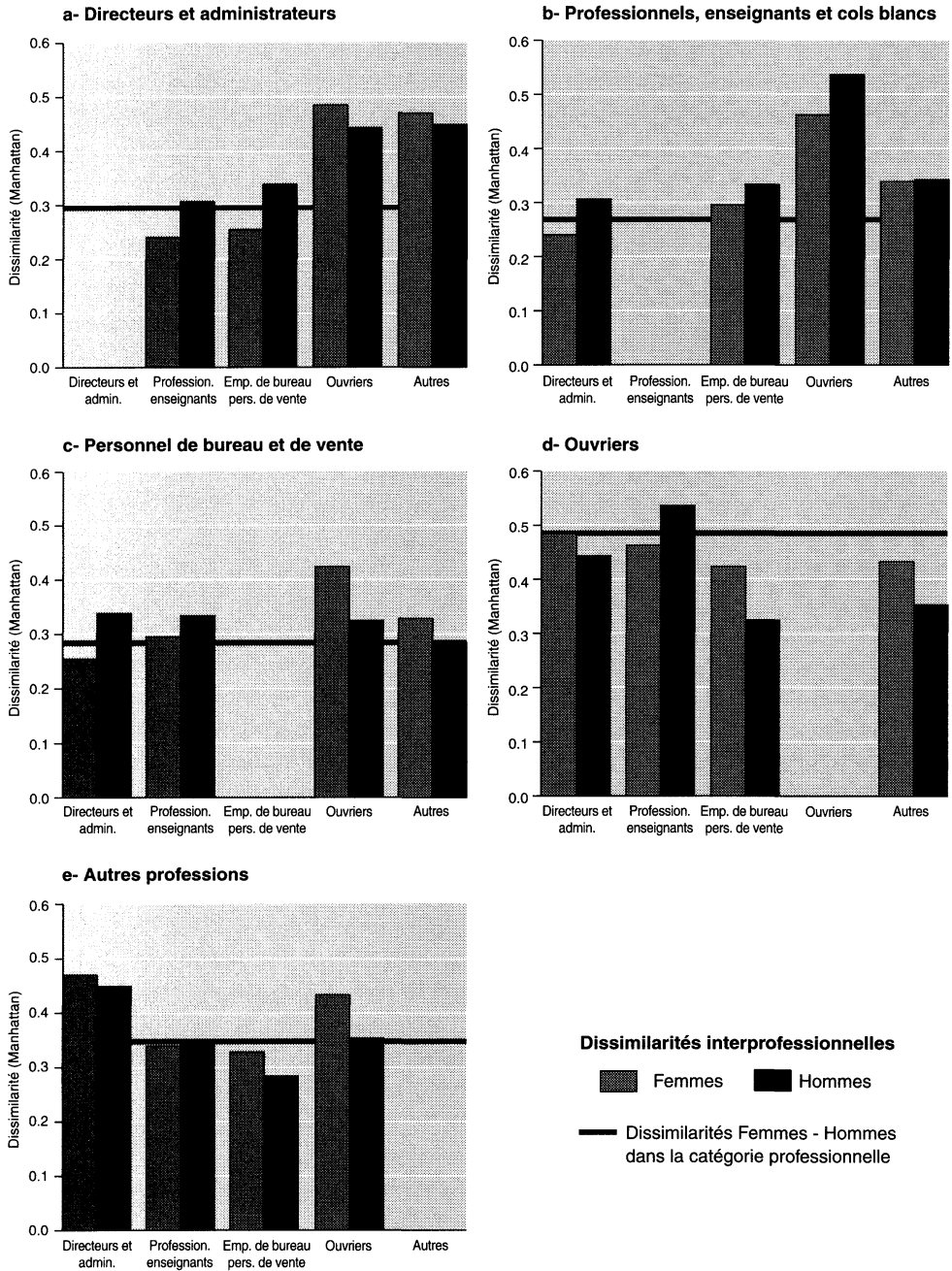
- les écarts de distance sont plus grands entre hommes et femmes au sein d'une même catégorie professionnelle qu'entre catégories professionnelles pour un même sexe;
- les écarts de distance entre hommes et femmes sont généralement plus grands pour les catégories professionnelles de statut supérieur.

Peut-on transposer ces résultats à la structure spatiale des déplacements pendulaires? En d'autres mots, les différences femmes-hommes quant aux distances parcourues sont-elles associées à des différences quant à la configuration géographique des flux origine-destination? Supposons que tel soit le cas et voyons quelles hypothèses en découlent.

La première est que, au moins pour les catégories professionnelles de statut supérieur, le comportement des femmes est plus nettement distinct de celui des hommes de la même catégorie professionnelle que de celui des femmes d'autres catégories. Il est intéressant de noter que cette hypothèse prend en quelque sorte le contre-pied de l'écologie sociale urbaine. Car nous avons vu précédemment qu'en ce qui concerne la localisation résidentielle, les affinités socio-économiques associées à la catégorie professionnelle l'emportent en général sur les différences liées au genre. L'hypothèse que nous formulons ici est que la structure spatiale des déplacements pendulaires obéit à d'autres règles, en vertu desquelles les différences femmes-hommes ont plus de poids que les distinctions socioprofessionnelles. On peut examiner cette hypothèse aux figures 5a à 5e, où elle impliquerait que le trait horizontal qui représente la dissimilarité femmes-hommes soit plus élevé que les colonnes (en grisé) qui mesurent les dissimilarités interprofessionnelles chez les femmes.

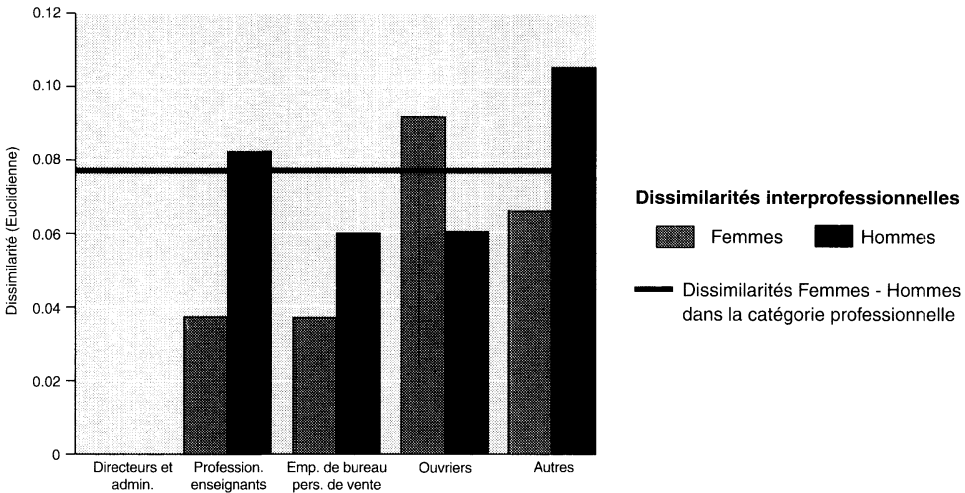
Pour la région métropolitaine de Montréal, en 1991, nos résultats ne se conforment pas bien à l'hypothèse. Il est vrai que la structure des déplacements pendulaires des femmes de la catégorie 1 (directeurs et administrateurs; figure 5a) ressemble davantage à celle des femmes des catégories professionnelles 2 et 3 qu'à celle des hommes de la catégorie 1 (encore que les écarts entre les mesures de dissimilarité ne soient pas très grands); mais les femmes de la catégorie 1 se distinguent bien plus clairement des femmes des catégories 4 et 5 que des hommes de la catégorie 1. Pour ce qui est des femmes de la catégorie 2 (professionnels, enseignants et cols blancs spécialisés; figure 5b), la structure de leurs déplacements pendulaires ressemble davantage à celle des hommes de la même catégorie qu'à celle des femmes de toutes les autres catégories, à l'exception de celles de la catégorie 1. En général, contrairement à l'hypothèse examinée, les différences femmes-hommes ne sont pas supérieures à la plupart des différences interprofessionnelles pour un même sexe. La catégorie des ouvriers fait cependant exception : la différence femmes-hommes y est très marquée, ce qui reflète les fortes dissimilarités constatées à la fois dans la répartition résidentielle et dans celle des emplois.

Figure 5 Indices de dissimilarité basés sur la structure des déplacements pendulaires, par catégorie professionnelle



Lorsqu'on considère la mesure euclidienne plutôt que la mesure de Manhattan, les résultats sont semblables, sauf pour la catégorie directeurs et administrateurs. Comme on peut le voir à la figure 6, ces résultats sont plus proches de l'hypothèse.

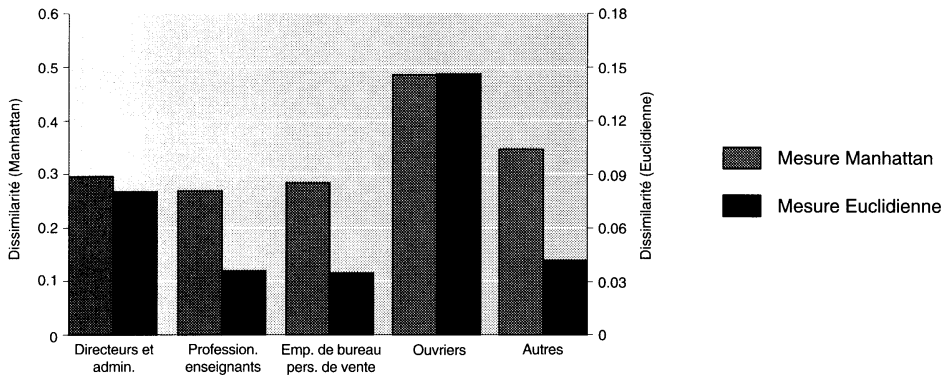
Figure 6 Directeurs et administrateurs. Indices de dissimilarité basés sur la structure des déplacements pendulaires, selon la mesure euclidienne



Il y a une seconde hypothèse qui découle des résultats de recherches antérieures sur la longueur des déplacements quand on les transpose à la structure spatiale des déplacements pendulaires. C'est que la structure des déplacements pendulaires des femmes est plus nettement distincte de celle des hommes pour les catégories professionnelles de statut supérieur que pour les autres. Ce n'est pas ce que l'on voit à la figure 7, où au contraire la mesure de Manhattan de la dissimilarité dans la structure des déplacements est nettement plus grande pour les catégories 4 et 5 que pour les deux premières.

Avec la mesure euclidienne, le résultat est moins défavorable à l'hypothèse : quand on compare les dissimilarités femmes-hommes, celle de la catégorie 1 est supérieure à toutes les autres, à l'exception de celle de la catégorie 4.

Figure 7 Indices de dissimilarité basés sur la structure des déplacements pendulaires. Différence femmes-hommes par catégorie professionnelle, selon les mesures de Manhattan et euclidienne



CONCLUSIONS

Les résultats sont conformes à nos attentes pour ce qui est de la mobilité intra-urbaine, de la répartition spatiale résidentielle et de la répartition géographique des emplois. Dans la mesure où une moindre neutralité de l'espace est associée à une moindre mobilité, nos calculs montrent que la mobilité des femmes est moins grande que celle des hommes au sein d'une même catégorie professionnelle, mais qu'elle augmente pour les statuts professionnels plus élevés. Par ailleurs, compte tenu de certaines particularités de l'espace urbain montréalais, on constate que, dans l'ensemble :

- la répartition spatiale résidentielle est moins différente entre hommes et femmes d'une même catégorie professionnelle qu'entre personnes de même sexe de catégories professionnelles différentes;
- la répartition géographique des lieux d'emploi des femmes est plus différente de celle des hommes que la répartition géographique de leurs lieux de résidence.

Cependant, en ce qui concerne la structure des déplacements pendulaires, nos résultats s'écartent des hypothèses que nous avons formulées à la lumière des études antérieures, notamment celle de Villeneuve et Rose (1988). Il est vrai que la présente étude diffère de celle-là par son découpage spatial et par sa définition des catégories professionnelles. Et il se pourrait bien sûr que la réalité ait beaucoup évolué entre les recensements de 1981 et de 1991. Mais, plus vraisemblablement, les écarts de distance et les dissimilarités de structure des déplacements pendulaires sont deux aspects distincts du phénomène, une conjecture que nous pourrions examiner en refaisant nos analyses sur les données de 1981.

NOTES

- 1 Une première version de ce texte a été présentée au XXXII^e Colloque de l'Association des sciences régionales de langue française (ASRDLF), tenu à Berlin du 2 au 4 septembre 1996. Les auteurs tiennent à remercier leurs collègues Damaris Rose et Mario Polèse, ainsi que les évaluateurs anonymes, dont les remarques judicieuses ont permis d'améliorer cet article. Cette recherche a bénéficié du soutien financier du Conseil de Recherches en Sciences Humaines.
- 2 Une matrice origine-destination est un tableau dont chaque ligne correspond à une origine (zone de résidence) et chaque colonne à une destination (zone d'emploi). Le nombre contenu dans une cellule du tableau est le nombre de personnes dont la zone de résidence et la zone d'emploi sont celles auxquelles correspondent respectivement la ligne et la colonne.
- 3 Cette catégorie comprend notamment les travailleurs spécialisés dans les services — restauration, hôtellerie, etc. — et le personnel d'exploitation des transports.
- 4 Il est vrai que le lieu de travail des personnes travaillant à domicile est situé dans leur zone de résidence. Le travail à domicile est néanmoins considéré comme une destination fictive, parce que cette situation correspond à un déplacement nul et que cela reflète un comportement distinct de celui des personnes qui se déplacent, fût-ce à l'intérieur de leur zone de résidence.
- 5 Cela n'a pas été fait pour des raisons de coût et parce que, initialement, la compilation spéciale avait été demandée à d'autres fins.
- 6 Ce qui suit a grandement bénéficié des judicieux commentaires d'un évaluateur anonyme.
- 7 Cette propriété est illustrée par l'exemple suivant. Soit trois distributions :
A = [0,10; 0,20; 0,30; 0,40]
B = [0,40; 0,30; 0,20; 0,10]
C = [0,25; 0,35; 0,15; 0,25]
Les mesures de dissimilarité prennent les valeurs suivantes : $M(A,B) = M(A,C) = 0,6$, mais $E(A,B) = 0,42 > E(A,C) = 0,3$, parce que la variance des écarts entre A et B est plus grande que la variance des écarts entre A et C (comme le lecteur pourra le vérifier en faisant les calculs).
- 8 On peut trouver une présentation récente de ce modèle dans Germain et Polèse (1995) et dans Renaud *et al.* (1996).
- 9 Le rôle prédominant de la profession par rapport au genre dans la détermination du statut socio-économique trouve un écho chez Rowe et Snizek (1995), pour qui l'attitude par rapport au travail (*work values*) dépend de l'âge, de la scolarité et du prestige de la profession, mais qui ne voient pas de différences systématiques à cet égard entre hommes et femmes. Par contre, l'existence de couples non homogames (dont les conjoints sont de catégories professionnelles éloignées) est susceptible d'atténuer la prédominance de la profession dans la détermination du statut socio-économique, dans la mesure où celui-ci est influencé par la profession du conjoint (Villeneuve et Rose, 1995).
- 10 Dans la catégorie 4 (ouvriers), 38 % des femmes, contre seulement 26 % des hommes, habitent la ville centrale. Cet écart « explique » près des trois quarts de la valeur de l'indice de ségrégation (72 % de 0,1725).
- 11 Parmi les directeurs et administrateurs, le pourcentage de ceux qui habitent les zones 1 (ville centrale), 2 et 5, qui englobent plusieurs quartiers où les prix immobiliers sont moindres, est plus élevé chez les femmes que chez les hommes. L'écart est de 6,6 % pour la ville centrale, de 1,1 % pour la zone 2 et de 1,5 % pour la zone 5. Les écarts correspondants chez les professionnels sont de 0,5 %, 1,0 % et 0,2 %.

- 12 Par exemple, on sait que la catégorie 2 compte une plus grande part de professionnels de la santé chez les femmes que chez les hommes.
- 13 Quarante-huit pour cent des femmes ouvrières, contre seulement 32 % des hommes, travaillent dans la ville centrale (zone 1).
- 14 Par définition, cette différence tient aux femmes et aux hommes sans conjoint. Malheureusement, nos données ne permettent pas d'examiner séparément les personnes seules ou monoparentales.
- 15 Il faut reconnaître que cette hypothèse, à laquelle Rouwendal (1996) apporte un appui empirique, est de nature davantage modale que causale : en d'autres mots, elle porte sur le « comment », plutôt que sur le « pourquoi ». Hanson et Pratt (1995, p. 55) et Pratt et Hanson (1991) lient cette hypothèse au phénomène sous-jacent des contraintes spatiotemporelles au jour le jour qu'imposent aux femmes leurs responsabilités domestiques : non seulement ces contraintes expliqueraient les déplacements plus courts des femmes, mais elles seraient la principale cause de la situation moins favorable des femmes dans le monde du travail.
- 16 Cette lacune de nos données se répercute d'ailleurs sur l'analyse de tous les aspects du phénomène. À cet égard, Hanson et Pratt (1995) soulignent la nécessité d'une analyse géographique fine pour étudier les déplacements résidence-travail des femmes.
- 17 L'indice de concentration de Herfindahl est la somme des carrés des parts d'une distribution. Il varie entre 1 et $1/n$, où n est le nombre de catégories. La valeur 1 correspond à une concentration maximum (la population est concentrée dans une seule catégorie); la valeur $1/n$ correspond à une distribution uniforme.
- 18 Avec la mesure euclidienne, les résultats vont dans le même sens, sauf que les écarts relatifs aux deux premières catégories professionnelles sont très faibles.
- 19 Les auteurs sont redevables sur ce point à la perspicacité d'un évaluateur anonyme, qui propose l'exemple de deux matrices qui s'écartent également de la biproportionnalité (mesure de Manhattan), la première dans le sens de la sur-mobilité et la seconde dans le sens de la sous-mobilité :

$$\begin{array}{|c|c|} \hline 3 & 7 \\ \hline 7 & 3 \\ \hline \end{array} \quad \begin{array}{|c|c|} \hline 7 & 3 \\ \hline 3 & 7 \\ \hline \end{array}$$

- 20 Il faut signaler que Villeneuve et Rose (1988) ont pu utiliser un découpage spatial plus fin de la région métropolitaine. De plus, leurs catégories professionnelles sont différentes de celles qui sont employées ici. Cela explique peut-être en partie les divergences entre leurs résultats et ceux que nous présentons ci-après.

RÉFÉRENCES

- BACCAÏNI, Brigitte (1996) Les trajets domicile-travail en Île-de-France. Contrastes entre catégories socioprofessionnelles. *Économie et Statistique*, n° 294-295 : 109-126.
- CAMSTRA, Ronald (1996) Commuting and Gender in a Lifestyle Perspective. *Urban Studies*, 33 (2) : 283-300.
- CHICOINE, Nathalie et ROSE, Damaris (1989) Restructuration économique, division sexuelle du travail et répartition spatiale du travail dans la région métropolitaine de Montréal. *Espaces, Populations et Sociétés*, 1 : 53-64.
- FAGNANI, Jeanne (1986) La durée de trajets quotidiens : un enjeu pour les mères actives. *Économie et Statistique*, 185 : 47-56.
- GERMAIN, Annick et POLÈSE, Mario (1995) La structure socio-résidentielle de Puebla, Mexique : essai d'écologie urbaine. *Cahiers de Géographie du Québec*, 39 (107) : 309-333.
- GORDON, Peter, KUMAR, Ajay et RICHARDSON, Harry W. (1989) Gender Differences in Metropolitan Travel Behaviour. *Regional Studies*, 23 (6) : 499-510.
- HANSON, Susan et JOHNSTON, Ibipo (1985) Gender Differences in Work-Trip Length : Explanations and Implications. *Urban Geography*, 6 (3) : 193-219.
- HANSON, Susan et PRATT, Geraldine (1995) *Gender, Work and Space*. London, Routledge.
- HURIOT, Jean-Marie et PERREUR, Jacky (1994) Espace et distance. Chap. 5 in Auray, Jean-Paul, Bailly, Antoine, Derycke, Pierre-Henri et Huriot, Jean-Marie (éds) *Encyclopédie d'économie spatiale. Concepts, comportements, organisations*. Paris, Economica.
- PRATT, Geraldine et HANSON, Susan (1991) Time, Space and the Occupational Segregation of Women : A Critique of Human Capital Theory. *Geoforum*, 22 (2) : 149-157.
- RENAUD, J., MAYER, F. et LEBEAU, R. (1996) *Espace urbain, espace social. Portrait de la population de villes du Québec*. Montréal, Éditions Saint-Martin, publié en collaboration avec Les Centres Jeunesse de Montréal, Institut de recherche pour le développement social des jeunes.
- ROSE, Damaris (1996) Economic Restructuring and the Diversification of Gentrification in the 1980's : A View from a Marginal Metropolis. In Caulfield, Jon and Peake, Linda (eds) *City Lives and City Forms : Critical Research and Canadian Urbanism*, Toronto, University of Toronto Press.
- ROUWENDAL, Jan (1996) Spatial Job Search and Commuting Distances of Female Workers. Texte d'une communication présentée au 36^e congrès de la *European Regional Science Association*.
- ROWE, Reba and SNIZEK, William E. (1995) Gender Differences in Work Values. Perpetuating the Myth. *Work and Occupations*, 22 (2) : 215-229.
- SIMPSON, Wayne (1987) WorkPlace Location, Residential Location, and Urban Commuting. *Urban Studies*, 24 : 119-128.
- TKOCZ, Zygmunt et KRISTENSEN, Gustav (1994) Commuting Distances and Gender : A Spatial Urban Model. *Geographical Analysis*, 26 (1) : 1-14.
- VILLENEUVE, Paul and ROSE, Damaris (1988) Gender and the Separation of Employment from Home in Metropolitan Montreal, 1971-1981. *Urban Geography*, 9 (2) : 155-179.
- (1995) Couples en emploi et composition sociale des quartiers de Montréal, 1971-1991. *Sociologie et Sociétés*, 27 (2) : 87-102.

Annexe 1 Mesures de dissimilarité

Répartition spatiale par rapport à...												
	lieu de résidence				lieu de travail				déplacements pendulaires			
	Dist. euclid.		Dist. Manhat.		Dist. euclid.		Dist. Manhat.		Dist. euclid.		Dist. Manhat.	
	Rang	Rang	Rang	Rang	Rang	Rang	Rang	Rang	Rang	Rang	Rang	
Hommes												
dir & adm prof, ens	0,127	5	0,265	8	0,063	17	0,151	19	0,082	7	0,306	18
dir & adm bur & ven	0,089	9	0,237	10	0,051	22	0,128	23	0,060	13	0,338	14
dir & adm ouvriers	0,106	7	0,322	5	0,122	5	0,288	6	0,061	12	0,443	7
dir & adm autres	0,140	2	0,365	2	0,042	24	0,126	24	0,105	2	0,449	6
prof, ens bur & ven	0,067	18	0,185	16	0,110	8	0,266	7	0,053	15	0,333	15
prof, ens ouvriers	0,124	6	0,397	1	0,181	1	0,417	1	0,097	3	0,536	1
prof, ens autres	0,073	14	0,233	11	0,058	19	0,175	17	0,053	17	0,342	12
bur & ven ouvriers	0,072	15	0,238	9	0,084	10	0,250	8	0,053	16	0,324	17
bur & ven autres	0,056	19	0,141	20	0,080	12	0,184	13	0,055	14	0,284	21
ouvriers autres	0,081	10	0,205	14	0,143	3	0,313	4	0,094	4	0,353	10
Femmes												
dir & adm prof, ens	0,053	20	0,111	22	0,037	25	0,108	25	0,037	23	0,241	25
dir & adm bur & ven	0,041	22	0,130	21	0,064	16	0,139	21	0,037	24	0,255	24
dir & adm ouvriers	0,131	3	0,325	4	0,056	20	0,178	16	0,092	6	0,485	3
dir & adm autres	0,067	17	0,183	17	0,130	4	0,308	5	0,066	11	0,470	4
prof, ens bur & ven	0,079	11	0,209	13	0,059	18	0,147	20	0,051	18	0,295	20
prof, ens ouvriers	0,097	8	0,275	7	0,070	15	0,220	11	0,073	10	0,462	5
prof, ens autres	0,048	21	0,151	18	0,111	7	0,233	10	0,048	20	0,339	13
bur & ven ouvriers	0,130	4	0,317	6	0,055	21	0,179	14	0,093	5	0,424	9
bur & ven autres	0,067	16	0,150	19	0,075	13	0,208	12	0,051	19	0,328	16
ouvriers autres	0,077	13	0,228	12	0,114	6	0,333	3	0,075	9	0,433	8
Femmes-hommes												
dir & adm	0,078	12	0,205	15	0,081	11	0,174	18	0,077	8	0,296	19
prof, ens	0,019	25	0,065	25	0,044	23	0,134	22	0,038	22	0,269	23
bur & ven	0,033	23	0,107	23	0,071	14	0,179	15	0,037	25	0,284	22
ouvriers	0,140	1	0,345	3	0,165	2	0,355	2	0,146	1	0,485	2
autres	0,030	24	0,090	24	0,085	9	0,244	9	0,043	21	0,347	11

Annexe 2 Composition des catégories professionnelles

La nomenclature des catégories professionnelles est une agrégation de la classification type des professions de 1980 en cinq catégories. Le tableau suivant donne les numéros des grands groupes ou, le cas échéant, des groupes de base, qui constituent chacune des catégories agrégées.

1. Direction et administration :

Grand groupe 11
Groupe de base 6116
Sous-groupe 711
Groupes de base 9110 et 9151

2. Professionnels, enseignants et cols blancs spécialisés :

Grands groupes 21, 23, 25, 27, 31 et 33
Sous-groupe 517 *sauf* 5179
Groupes de base 5191, 9111

3. Employés de bureau et travailleurs dans la vente :

Grand groupe 41
Sous-groupe 513/514
Groupe de base 5179
Sous-groupe 519 *sauf* 5191

4. Ouvriers :

Grands groupes
71 *sauf* 711,
73, 75, 77, 81/82, 83, 85, 87,
93, 95, 99

5. Autres :

Grand groupe 61 *sauf* 6116
Grand groupe 91 *sauf* 9110, 9111 et 9151

6. Total pour l'ensemble des professions

Source : Statistique Canada (1993) *Classification-type des professions, 1991*.