Document generated on 07/17/2025 6:49 p.m.

Recherches sociographiques

Les dimensions de hiérarchie dans cinq villes du Québec. Une analyse de stratification socio-écologique

François Béland

Volume 19, Number 3, 1978

Structures urbaines

URI: https://id.erudit.org/iderudit/055806ar
DOI: https://doi.org/10.7202/055806ar

See table of contents

Publisher(s)

Département de sociologie, Faculté des sciences sociales, Université Laval

ISSN

0034-1282 (print)
1705-6225 (digital)

Explore this journal

Cite this article

Béland, F. (1978). Les dimensions de hiérarchie dans cinq villes du Québec. Une analyse de stratification socio-écologique. *Recherches sociographiques*, *19*(3), 366–390. https://doi.org/10.7202/055806ar

Article abstract

Dans la perspective des études de strates sociales, l'auteur procède à une analyse factorielle des données de recensement pour cinq villes du Québec, découpées en cinq types d'aires urbaines : Montréal, Québec, Montréal suburbain, Québec suburbain et le groupe Hull/ Sherbrooke/Trois-Rivières.:Trois questions sont traitées : Est-ce qu'un seul ensemble de variables est suffisant pour expliquer les variations de la distribution des caractéristiques selon le type d'aire urbaine? Sinon, est-il possible d'identifier un sous-ensemble de variables communes à toutes les villes? Est-il possible de résumer à un seul score la place d'une aire urbaine dans une échelle de stratification socio-spatiale?

Tous droits réservés © Recherches sociographiques, Université Laval, 1978

This document is protected by copyright law. Use of the services of Érudit (including reproduction) is subject to its terms and conditions, which can be viewed online.

https://apropos.erudit.org/en/users/policy-on-use/

érudit

This article is disseminated and preserved by Érudit.

Érudit is a non-profit inter-university consortium of the Université de Montréal, Université Laval, and the Université du Québec à Montréal. Its mission is to promote and disseminate research.

https://www.erudit.org/en/

LES DIMENSIONS DE HIÉRARCHIE DANS CINQ VILLES DU QUÉBEC. UNE ANALYSE DE STRATIFICATION SOCIO-ÉCOLOGIQUE *

Dans la perspective des études de strates sociales, l'auteur procède à une analyse factorielle des données de recensement pour cinq villes du Québec, découpées en cinq types d'aires urbaines : Montréal, Québec, Montréal suburbain, Québec suburbain et le groupe Hull/Sherbrooke/Trois-Rivières. Trois questions sont traitées : Est-ce qu'un seul ensemble de variables est suffisant pour expliquer les variations de la distribution des caractéristiques selon le type d'aire urbaine ? Sinon, est-il possible d'identifier un sous-ensemble de variables communes à toutes les villes ? Est-il possible de résumer à un seul score la place d'une aire urbaine dans une échelle de stratification socio-spatiale ?

Les organismes publics et privés d'action sociale et sanitaire, quand ils manifestent des préoccupations de planification, cherchent à créer des instruments de base qui puissent orienter les sujets de leurs travaux de recherches, leur fournir des informations pour l'élaboration de leurs priorités ou encore les aider à déterminer des territoires prioritaires d'intervention.

Par exemple, certains États américains ont élaboré un système d'indices socio-économiques, à partir des données du recensement, qui détermine des zones socio-géographiques de vulnérabilité de la population aux maladies mentales (C.C. SCHWARTZ *et al.*, 1973). De tels efforts ont un fondement dans les travaux qui ont démontré une association entre un indice de hiérarchie socio-écologique et la prévalence de la maladie mentale (R.E.L. FARIS et

* Charles Côté du Ministère des affaires sociales a mis à notre disposition le fichier de données nécessaires à cette étude. Mais son intérêt soutenu et les nombreuses heures de discussion qu'il nous a consacrées sont les raisons profondes qui nous ont permis de compléter ce travail. Nous adressons nos remerciements à Michel Vanier qui a si patiemment exécuté les travaux d'informatique nécessaires à l'analyse des données et aux professeurs P. Béland, P.-W. Bélanger et M. De Sève qui ont commenté une version préliminaire de cet article.

H.W. DUNHAM, 1960), même si la direction des liens de causalité entre ces deux variables n'est pas connue (B.P. DOHRENWEND, 1966).

Si les rapports entre les indices socio-écologiques et les phénomènes sanitaires et sociaux sont suffisamment connus [1] pour fonder l'utilisation des premiers comme instruments de planification des seconds, le débat reste entièrement ouvert sur les méthodes de leur construction et primordialement sur les fondements théoriques qui en justifient la construction.

Nous ne nous arrêterons ici que sur l'un de ces problèmes : le degré d'universalité des dimensions de ces indices dans des villes de densité et de taille différentes.

Lorsque le champ de planification d'un organisme couvre un vaste territoire, les instruments de planification doivent s'accorder à ses caractéristiques multiples. Les phénomènes socio-sanitaires n'y sont pas uniformément distribués (J.-M. BERNARD et L. GUYON-BOURBONNAIS, 1975) et la diversité socio-économique du territoire implique probablement des principes de structuration différents de la hiérarchie sociale. La construction d'indices de hiérarchie socio-économique doit donc préserver cette diversité. C'est ce que nous nous attarderons à illustrer.

A) *État de la question*

Les données de recensements nationaux établis sur des aires géographiques urbaines ont depuis longtemps été le matériau de base de plusieurs études de stratification sociale en plusieurs pays (W. BELL, 1955 ; A.G. DARROCH et W.G. MARSTON, 1971 ; A.H. LATIF, 1974 ; A. Lewis RHODES, 1969 ; F.L. SWEETSER, 1974 ; M.D. VAN ARSDOL *et al.*, 1958). Les débats sur les méthodes à employer (A.H. HAWLEY et O.D. DUNCAN, 1957 ; A.A. HUNTER, 1972), sur la nature des résultats (A.B. HOLLINGSHEAD, 1947) et sur leur analyse (P.K. HATT, 1946 ; J.K. MYERS, 1954 ; K.P. SCHWIRIAN, 1974) ne sont pas encore terminés.

À l'aide de l'analyse secondaire de données du recensement du Canada assemblées au Ministère des affaires sociales du gouvernement du Québec, trois questions seront ici traitées : 1. Est-ce qu'un seul ensemble de variables est suffisant pour expliquer les variations de la distribution des caractéristiques socio-économiques de groupements territoriaux de personnes dans les agglomérations urbaines et dans les villes de moyenne ou de petite dimension ? 2. Si la réponse à cette première question est négative, est-il possible d'identifier un sous-ensemble de variables communes à toutes les villes, quelle que soit leur taille, et un autre sous-ensemble qui décrit leurs particularités ? 3.

1. Autre exemple : à Montréal, la mortalité due aux maladies ischémiques du cœur est négativement liée à la hiérarchie socio-écologique (Luc LOSLIER, 1976).

Est-il possible de résumer à un seul score la place d'une aire urbaine dans une échelle de stratification socio-spatiale?

Ces trois questions ont fait l'objet de plusieurs études. Mais les réponses apportées dépendaient à la fois des variables incluses dans l'analyse et des entités urbaines étudiées. L'analyse socio-spatiale (*social area analysis*) a identifié trois variables de stratification des entités territoriales représentées par les secteurs de recensement: le rang social, la composition des ménages dans les logements et le taux de ségrégation raciale et ethnique. Ces dimensions, tirées de l'étude des villes de Los Angeles et San Francisco à l'aide de l'analyse factorielle, ont été retrouvées par M.D. VAN ARSDOL *et al.* (1958) dans une analyse de la ségrégation résidentielle dans dix villes américaines. Certains auteurs ont cependant remarqué que les rapports entre les dimensions de ségrégation résidentielle socio-économique, familiale et raciale ou ethnique varient selon le degré d'urbanisation et de développement industriel d'une cité (W.O. FAUNCE et J. SMUCKER, 1966) et selon sa taille (R.D. ARTZ *et al.*, 1971; T.E. LASSWELL, 1959). Étant donné ces variations, les trois dimensions au centre de l'analyse socio-spatiale des secteurs de recensement ne semblent pas suffisantes pour expliquer la variance de la matrice de corrélation entre les six indices de Shevky et Bell[2] (W. BELL, 1955). T.R. ANDERSON et L.L. BEAN (1961) ont identifié pour une ville de taille moyenne des États-Unis quatre facteurs. Les troisième et quatrième facteurs représentent le bris en deux entités (statut familial et type d'habitation) du facteur « composition des ménages ». K.P. SCHWIRIAN et M. MATRE (1974) ont obtenu les mêmes résultats à l'analyse de onze villes canadiennes, dont Montréal. Résultats confirmés dans l'étude des villes de l'île de Montréal, par J.-P. THOUEZ (1973).

L'unanimité est donc loin d'être faite sur le nombre de facteurs caractéristiques des dimensions de stratification résidentielle d'une ville et sur la nature des variables pertinentes. Se situant dans une perspective plus restreinte, R.D. ARTZ *et al.* (1971) et K.R. ATHERTON (1962) identifient deux facteurs de stratification socio-économique: 1. l'acquisition des moyens d'accès aux biens et 2. l'acquisition du bien-être.[3] Ils expliquent ainsi de 50% à 70% de la variance de matrices de corrélations entre des indicateurs d'appartenance à une strate sociale. Leurs indicateurs sont ceux que W. Warner a privilégiés dans ses études de petites villes américaines. Ces deux facteurs seraient donc universels et permettraient d'expliquer une partie suffisante de la variance des matrices de corrélations entre variables socio-économiques de plusieurs villes

2. Ces indices sont: l'emploi du chef du ménage, sa scolarité, un indice de fertilité, un indice de la présence des femmes sur le marché du travail, le nombre de maisons unifamiliales et le taux de présence de personnes de races, d'ethnies, de nationalités, de religions minoritaires.

3. Le premier facteur contient les variables d'instruction et d'emploi, le deuxième résume l'ensemble des biens consommés, y compris la résidence, le quartier habité et le revenu du ménage.

TABLEAU 1

Variables de stratification des secteurs de recensement des villes de plus de 50 000 habitants, Québec, 1971,[1] *et variables utilisées pour l'étude de la ville de Poughkeepsie (U.S.A.), 1941.*[2]

VILLES DU QUÉBEC	VILLE DE POUGHKEEPSIE
1. Population ayant fréquenté l'université	1. Emploi du chef de ménage
2. Loyer en espèces	2. Années de scolarité
3. Secteurs primaire et secondaire d'occupation pour les hommes	3. État du logement
4. Population de moins de neuf ans de scolarité	4. Loyer
5. Possession de deux automobiles	5. Présence du téléphone
6. Période de construction de maisons	6. Propriété d'un réfrigérateur
7. Revenu sous le seuil de pauvreté	7. Possession d'une automobile
8. Taux d'activité masculine	8. et 9. Abonnement à des journaux et magazines
9. Nombre de logements ayant une baignoire ou une douche	10. Emploi du père ou chef de ménage
10. Revenu autre que le salaire	11. Revenu total annuel
	12. Revenu par adulte
	13. Revenu par semaine
	14. Nombre d'enfants
	15. Participation sociale

SOURCES: Fichier du Ministère des affaires sociales du Québec; K.R. ATHERTON, 1962.

[1] Toutes les variables ont été orientées vers le pôle de l'accès aisé aux moyens et aux biens. Elles sont exprimées en pourcentage.

[2] Des études de la stratification des villes de Berkeley et de Cambridge sont aussi utilisées par Atherton. Les variables sont du même type que celles rapportées dans ce tableau.

américaines de taille et de localisation différentes pour que soit justifié l'oubli des caractéristiques propres à chacune des entités urbaines.

L'analyse socio-spatiale tient de la tradition de la sociologie urbaine tandis que les études d'Atherton et de Artz appartiennent plutôt à l'analyse des strates sociales aux États-Unis. Les première et deuxième dimensions de la matrice factorielle de l'analyse socio-spatiale sont respectivement distribuées sur le territoire urbain en cercles concentriques et en secteurs, conformément aux théories autrefois concurrentes de E.W. BURGESS (1925) et de H. HOYT (1964). (T.R. ANDERSON et J.A. EGELAND, 1961.)

La première dimension de la matrice factorielle de l'étude d'Atherton comprend les mêmes variables que la première dimension de l'analyse socio-spatiale, sauf la variable « revenu » qui appartient alors à la deuxième dimension avec les caractéristiques de résidence et de consommation de biens durables. Il existe donc un certain rapport entre l'une et l'autre approche dans la mesure où l'instruction et l'emploi apparaissent tous deux dans leur première dimension respective et la variable résidentielle, dans leur deuxième dimension. L'inclusion de variables de consommation dans la matrice de corrélation d'Atherton produit cependant les différences fondamentales entre les deux approches.

Les dix variables disponibles ici se prêtent beaucoup mieux à l'analyse dans le cadre des études de strates sociales que dans celui de l'analyse socio-spatiale. (Voir tableau 1.) Mais l'un ou l'autre des schémas factoriels suppose la même logique de base : universalité des dimensions de stratification pour des variables écologiques. C'est cette hypothèse que nous voulons vérifier pour les villes du Québec en utilisant les résultats des travaux de R.D. Artz et de K.R. Atherton plutôt que celle de l'analyse socio-spatiale des secteurs de recensement, qui a d'ailleurs fait l'objet d'une abondante littérature où a été établie sa fragilité à cet égard.

B) *Les entités territoriales étudiées*

Les résultats du recensement du Canada de 1971 sont disponibles dans les publications officielles (Statistique Canada, 1974a, 1974b, 1974c, 1974d, 1974e) pour les villes de 50 000 habitants et plus et pour leurs banlieues, villes satellites et zones rurales environnantes. Au Québec, les villes de Hull, Sherbrooke, Trois-Rivières, Québec et Montréal ont toutes plus de 50 000 habitants. Les trois premières ont moins de 100 000 habitants, Québec et ses environs en compte environ 300 000 tandis que sur le territoire ici recensé de Montréal habitent approximativement 2 500 000 personnes. Les trois premières villes sont de petite taille, la ville de Québec, de taille moyenne, est aussi une capitale provinciale et Montréal est évidemment une métropole.

Puisque les données du recensement disponibles pour ces cinq villes

couvrent plus que la surface des municipalités considérées comme entité juridique, les territoires de Montréal et de Québec en particulier sont constitués de zones aussi bien urbaines, banlieusardes que rurales. Les territoires de ces deux agglomérations seront ici séparés en deux entités: l'une urbaine, constituée des secteurs de recensement numérotés, et l'autre, de caractère plutôt rural, composée de secteurs de recensement non-numérotés. Le numérotage des secteurs ne se pratique généralement dans le recensement du Canada que dans les municipalités suffisamment importantes pour justifier la constitution de plusieurs secteurs de recensement. D'où l'emploi de ce critère comme indice de distinction entre secteurs de recensement urbains et secteurs de recensement suburbains.

Cinq groupes de secteurs, appartenant à quatre catégories, seront donc identifiés: les groupes dits suburbains, qui comprennent les secteurs non-numérotés de Montréal et de Québec respectivement; le groupe des villes de petite taille, qui comprend Hull, Sherbrooke et Trois-Rivières; les deux groupes de zones urbaines de Québec et de Montréal.

C) *Analyse simultanée des cinq groupes de secteurs de recensement*

Si l'on maintient l'hypothèse de K.R. Atherton, l'analyse factorielle simultanée de tous les secteurs de recensement, quel que soit leur groupe d'appartenance, devrait permettre d'identifier deux dimensions de stratification écologique, soit « l'acquisition des moyens d'accès aux biens » et « l'acquisition du bien-être », qui devraient expliquer de 50% à 60% de la variance de la matrice de corrélation.

Les résultats de l'analyse factorielle des données de Berkeley, Poughkeepsie et Cambridge (K.R. ATHERTON, 1962) ont permis de regrouper les variables d'emploi et d'instruction d'une part, de revenu et de possession de biens d'autre part. Quoique les dix variables disponibles pour analyse ici ne soient pas toujours les mêmes que celles des études citées, les résultats devraient être identiques puisque ces variables sont de même nature. Ce sont donc les indices qui sont différents, non les phénomènes mesurés. (P. LAZARSFELD, 1965; F.L. SWEETSER, 1974.) Dans l'étude d'Atherton, le revenu apparaît sur la dimension de l'acquisition des biens plutôt que celle de l'accès aux biens. En fait, le revenu est ici plutôt perçu comme une conséquence de l'instruction et de l'emploi.

Le tableau 2 donne les résultats d'une analyse factorielle de type oblique des villes du Québec, où la corrélation entre facteurs est estimée de moyenne importance ($\delta = 0$). Un facteur est inclus dans la matrice factorielle lorsque sa racine propre est supérieure à l'unité.[4]

4. Les résultats ici sont ceux de l'analyse par axes principaux. Les données ont été soumises aux méthodes factorielles par axes principaux, ALPHA et IMAGE, avec rotation oblique et orthogonale de type varimax. Chacune de ces solutions fournit les mêmes dimensions. Les solutions obliques différencient mieux les saturations que les solutions orthogonales.

TABLEAU 2

Analyse factorielle de l'ensemble des secteurs de recensement.

MATRICE DES COEFFICIENTS DE RÉGRESSION[1]		
VARIABLE	F_1 : ACQUISITION DES BIENS	F_2 : NON-ACQUISITION DES MOYENS
1	- 0.053	- 0.968 *
2	0.262	- 0.713 *
3	- 0.135	- 0.837 *
4	0.209	- 0.764 *
5	0.430 *	- 0.351 *
6	0.817 *	0.113
7	0.721 *	- 0.108
8	0.640 *	- 0.074
9	0.726 *	0.007
10	0.477 *	0.019

MATRICE DES COEFFICIENTS DE CORRÉLATION		
VARIABLE	F_1 : ACQUISITION DES BIENS	F_2 : NON-ACQUISITION DES MOYENS
1	0.402	- 0.944
2	0.597	- 0.836
3	0.258	- 0.773
4	0.568	- 0.863
5	0.595	- 0.553
6	0.764	- 0.270
7	0.772	- 0.447
8	0.675	- 0.375
9	0.723	- 0.334
10	0.463	- 0.205

	F_1	F_2	TOTAL
VARIANCE EXPLIQUÉE (%)	49.6	16.6	66.2
SOLUTION FACTORIELLE (%)	78.2	31.8	100.0
CORRÉLATION ENTRE FACTEURS			- 0.47

[1] L'astérisque indique qu'une variable appartient à cette dimension. Le seuil d'inclusion a été fixé à la valeur habituelle de .300. (A.A. HUNTER, 1972.)

De façon générale, autant la matrice des coefficients de régression que celle des coefficients de corrélation confirment les résultats obtenus par Atherton, avec un pourcentage de variance expliquée de même importance. Seul le deuxième facteur doit changer de signe et se lire à la négative. (Voir tableau 2.) Enfin, notons qu'un facteur explique à lui seul plus de 50% de la

variance de la matrice de corrélation. Reste que l'appartenance de la variable « loyer en espèces » à la deuxième dimension présente quelques difficultés conceptuelles et apporte une différence entre les analyses d'Atherton et la nôtre. Interprétée dans le contexte de la dénomination de cette dimension, cette variable indique la capacité d'accumuler les conditions spatiales et résidentielles nécessaires à l'achat de biens.

Mais est-ce que l'important pourcentage de variance expliquée par le premier facteur permet de conclure qu'un seul score peut être employé pour établir la place d'un secteur de recensement dans la hiérarchie socio-écologique?

D) *Combien de facteurs*?

Les travaux de R.D. ARTZ *et al.* (1971), K.R. ATHERTON (1962), J.A. KAHL et J.A. DAVIS (1955) et l'analyse qui précède ont démontré que deux facteurs suffisaient à expliquer de 50% à 70% de la variance d'une matrice de corrélation entre variables écologiques de stratification sociale. Le tableau 3 confirme ces résultats pour des villes de dimensions diverses, dans un pays différent (la province de Québec plutôt que les États-Unis) et à des époques éloignées (les travaux d'Atherton utilisaient des données de 1929, 1941 et 1953; les données ici employées datent de 1971). Il semble donc exister une certaine possibilité de généralisation dans l'emploi de deux facteurs (deux dimensions) dans l'analyse de la stratification écologique des villes. Mais une observation plus minutieuse des résultats du tableau 3 amende cette conclusion.

La valeur des racines propres de trois facteurs de chacune des solutions factorielles des groupes d'observation du Montréal et du Québec suburbains et du Québec urbain sont plus grandes que l'unité. Trois facteurs sont donc inclus dans leurs matrices factorielles. La nature de ces dimensions fera l'objet de l'analyse qui suit.

Mais, sans donner ici les résultats statistiques, les deux dimensions de la solution factorielle du Montréal urbain sont exactement celles de l'analyse précédente, portant sur l'ensemble des regroupements de secteurs. Les deux dimensions du regroupement des villes de Hull, Sherbrooke et Trois-Rivières diffèrent des résultats généraux par la permutation de la variable « nombre de logements ayant une baignoire ou une douche » de la dimension « accès aux biens » à la dimension « accès aux moyens d'achat des biens ». Ce qui perturbe l'univocité de cette dernière dimension.

Deux remarques sont donc pertinentes : 1. la ressemblance de la solution factorielle générale à celle du Montréal urbain vient peut-être du poids des secteurs de ce regroupement (515 sur 728) dans l'ensemble de tous les regroupements. Une solution générale ne serait donc valable au mieux que sous la condition de pondération. 2. Il est nécessaire de tenir compte des types de

TABLEAU 3

Pourcentage de variance expliquée par un, deux et trois facteurs.

GROUPE	NOMBRE DE SECTEURS	FACTEURS	RACINE PROPRE	VARIANCE EXPLIQUÉE %	% cumulés
1. Montréal urbain	515	F1	5.155	51.6	51.6
		F2	1.712	17.1	68.7
		F3	0.828	8.3	77.0
2. Montréal suburbain ...	54	F1	5.196	52.0	52.0
		F2	1.568	15.7	67.6
		F3	1.105	11.1	78.7
3. Québec urbain	67	F1	5.777	57.8	57.8
		F2	1.348	13.5	71.3
		F3	1.240	12.4	83.7
4. Québec suburbain	30	F1	4.752	56.5	56.5
		F2	2.475	14.3	70.8
		F3	1.027	11.9	82.7
5. Hull, Sherbrooke et Trois-Rivières	72	F1	5.473	54.7	54.7
		F2	1.878	18.8	73.5
		F3	0.871	8.7	82.2

territoires dans la confection d'indices de stratification socio-écologique, dans la mesure où le nombre de dimensions significatives varie selon le type.

Dans ce qui va suivre, nous imposerons trois facteurs à la solution factorielle. D'une part, la matrice de corrélation de chacun des regroupements sera expliquée à près de 80% dans chaque cas et, d'autre part, il apparaîtra que ces dimensions sont éminemment interprétables. En fait, les dimensions de la matrice factorielle de Hull, Sherbrooke et Trois-Rivières retrouveront chacune leur sens unique.

E) *Identification des dimensions des matrices factorielles*

Il est clair, à la lecture du tableau 4,[5] que, nonobstant le deuxième ou troisième facteur dont la dénomination varie selon le regroupement des secteurs de recensement, les matrices factorielles du Montréal urbain, du Montréal suburbain, du Québec urbain et des villes de Hull, Sherbrooke et Trois-Rivières se composent au moins des deux facteurs originaux, « l'acquisition des moyens d'accès aux biens » et « l'acquisition du bien-être ». Quoique l'une ou l'autre dimension doive parfois être qualifiée négativement. Il semble donc

5. Seules les matrices des coefficients de régression sont incluses ; les matrices des coefficients de corrélation ne sont pas utiles à notre analyse.

TABLEAU 4

Coefficients de régression des variables sur trois facteurs, par groupe de secteurs de recensement.

MONTRÉAL URBAIN				
VARIABLE	DIMENSION FACTORIELLE			PORTION FACTORIELLE COMMUNE
	Acquisition des moyens	Acquisition du bien-être	Revenu d'appoint	
1	1.011 **	- 0.206	0.067	0.430
2	0.813 **	0.158	0.063	0.838
3	0.822 **	- 0.036	- 0.138	0.605
4	0.745 **	0.122	0.094	0.793
5	0.496 **	0.338 *	0.038	0.514
6	0.056	0.948 **	- 0.088	0.792
7	0.237	0.559 **	0.122	0.575
8	0.147	0.378 **	0.341 *	0.479
9	0.014	0.493 **	0.361 *	0.551
10	0.018	- 0.053	0.938 **	0.827
VARIANCE EXPLIQUÉE (%)	70.4	20.8	8.8	

MONTRÉAL SUBURBAIN				
VARIABLE	DIMENSION FACTORIELLE			PORTION FACTORIELLE COMMUNE
	Acquisition des moyens	Logement	Non-acquisition du bien-être	
1	0.793 **	- 0.195	- 0.163	0.779
2	0.000	0.805 **	0.063	0.636
3	1.033 **	0.229	0.239	0.962
4	0.799 **	- 0.048	- 0.218	0.853
5	0.595 **	- 0.176	- 0.345 *	0.669
6	- 0.005	0.461 **	- 0.305 *	0.351
7	0.333 *	0.234	- 0.596 **	0.786
8	0.198	- 0.025	- 0.624 **	0.548
9	0.085	0.310 *	- 0.712 **	0.751
10	- 0.058	- 0.076	- 0.860 **	0.678
VARIANCE EXPLIQUÉE (%)	70.6	17.1	12.3	

* Variable secondaire de définition d'une dimension factorielle.
** Variable principale de définition d'une dimension factorielle.

TABLEAU 4 *(suite)*

QUÉBEC URBAIN				
VARIABLE	DIMENSION FACTORIELLE			PORTION FACTORIELLE COMMUNE
	Acquisition du bien-être	Non-acquisition de moyens	Revenu d'appoint	
1	0.106	- 0.887 **	0.052	0.915
2	0.311 *	- 0.596 **	0.384 *	0.908
3	- 0.134	- 0.980 **	- 0.263	0.859
4	0.193	- 0.721 **	0.281	0.860
5	0.454 **	- 0.368 *	0.243	0.649
6	0.441 **	- 0.049	- 0.225	0.884
7	1.021 **	0.100	- 0.083	0.918
8	0.570 **	- 0.020	0.378 *	0.581
9	0.697 **	- 0.159	0.014	0.632
10	- 0.102	0.038	0.643 **	0.392
VARIANCE EXPLIQUÉE (%)	73.6	15.4	11.0	

QUÉBEC SUBURBAIN				
VARIABLE	DIMENSION FACTORIELLE			PORTION FACTORIELLE COMMUNE
	Travail intellectuel	Travail manuel	Âge du domicile	
1	1.032 **	0.084	0.041	0.969
2	0.818 **	- 0.200	- 0.135	0.936
3	0.308 *	- 0.540 **	- 0.287	0.703
4	0.104	- 0.674 **	0.285	0.579
5	0.971 **	0.067	0.088	0.868
6	0.341 *	- 0.218	- 0.621 **	0.699
7	0.203	- 0.739 **	- 0.163	0.813
8	0.499 **	- 0.385 *	0.006	0.611
9	- 0.172	- 0.994 **	- 0.020	0.831
10	0.144	0.098	0.679 **	0.475
VARIANCE EXPLIQUÉE (%)	72.8	14.4	12.8	

* Variable secondaire de définition d'une dimension factorielle.
** Variable principale de définition d'une dimension factorielle.

TABLEAU 4 *(suite)*

HULL, SHERBROOKE ET TROIS-RIVIÈRES				
VARIABLE	DIMENSION FACTORIELLE			PORTION FACTORIELLE COMMUNE
	Acquisition de bien-être	Acquisition des moyens	Zones d'habitations délabrées	
1	0.083	0.855 **	- 0.016	0.804
2	0.392 **	0.368 *	- 0.241	0.586
3	- 0.063	0.937 **	0.047	0.812
4	0.010	0.843 **	- 0.182	0.855
5	0.713 **	0.164	0.181	0.549
6	0.751 **	- 0.066	- 0.381 *	0.797
7	0.964 **	- 0.111	- 0.180	0.997
8	0.825 **	0.131	0.061	0.746
9	0.015	0.202	- 0.837 **	0.869
10	0.786 **	- 0.083	0.025	0.563
VARIANCE EXPLIQUÉE (%)	69.2	22.1	8.7	

* Variable secondaire de définition d'une dimension factorielle.
** Variable principale de définition d'une dimension factorielle.

exister des facteurs universels qui s'appliquent à un nombre élevé de cas de regroupements urbains de secteurs de recensement.

Des facteurs de différenciation apparaissent cependant dans chacun de ces quatre groupes de secteurs. Les secteurs du Québec suburbain semblent présenter une structure factorielle particulière. Nous en traiterons plus loin.

1. *Le Montréal urbain*

Dans le Montréal urbain, les revenus d'appoint (ceux qui s'ajoutent au salaire du chef de ménage) forment une dimension à part. On peut imaginer trois types de revenus de cette sorte : 1. les revenus de sécurité sociale versés par l'État ; 2. les revenus d'actions, d'obligations, de placements, d'intérêts, etc. ; 3. les revenus apportés par les autres membres du ménage. Les premier et deuxième types de revenu d'appoint indiquent l'appartenance à des pôles opposés d'une échelle de stratification sociale. Mais l'orientation des variables de la dimension « revenu d'appoint » et sa corrélation positive avec les deux autres facteurs (tableau 5) laissent supposer que le revenu d'appoint est un

TABLEAU 5

Corrélation entre facteurs, par groupe de secteurs de recensement.

MONTRÉAL URBAIN			
FACTEUR	1	2	3
1	1.00	0.41	0.32
2	0.41	1.00	0.47
3	0.32	0.47	1.00
MONTRÉAL SUBURBAIN			
FACTEUR	1	2	3
1	1.00	0.11	- 0.51
2	0.11	1.00	- 0.17
3	- 0.51	- 0.17	1.00
QUÉBEC URBAIN			
FACTEUR	1	2	3
1	1.00	- 0.52	0.23
2	- 0.52	1.00	- 0.13
3	0.23	- 0.13	1.00
QUÉBEC SUBURBAIN			
FACTEUR	1	2	3
1	1.00	- 0.56	- 0.09
2	- 0.56	1.00	0.11
3	- 0.09	0.11	1.00
LES PETITES VILLES			
FACTEUR	1	2	3
1	1.00	0.39	- 0.35
2	0.39	1.00	- 0.34
3	- 0.35	- 0.34	1.00

indicateur de revenus de placement ou de revenu provenant d'autres membres du ménage.

Le deuxième facteur de la matrice du Montréal urbain, quoique certaines des variables qui y appartiennent chevauchent sur les premier et troisième facteurs, est dominé par la variable « âge des maisons ». Les signes des coefficients de régression laissent percevoir une association positive entre l'âge de

l'habitation et la pauvreté. Quoique cette association ne soit pas nécessairement linéaire, puisqu'il est concevable que des gens à l'aise puisse habiter des maisons de grandes dimensions qui ont un certain âge et qui sont situées près du centre-ville. Le deuxième facteur serait plutôt le propre des secteurs de banlieue, où la classe moyenne aisée peut acquérir une propriété sans payer une plus-value exorbitante sur le terrain.

Pour illustrer les effets de différenciation produits par les trois dimensions de la matrice factorielle du Montréal urbain, quatre cas seront caractérisés à partir d'un choix qualitatif des secteurs de recensement: a) des secteurs défavorisés situés au centre-ville, b) des secteurs très favorisés situés près du centre-ville, c) des secteurs favorisés éloignés du centre-ville et d) des secteurs de résidence de classe moyenne (tableau 6). La signification de chacune des dimensions est claire. La première est un indicateur très général du statut socio-économique tandis que les deux autres spécifient certaines caractéristiques propres aux lieux de résidence et aux sources de revenus. Il serait en ce sens justifié de transformer le nom du deuxième facteur de « bien-être » en « âge de l'habitation ». Il est ainsi un excellent indicateur de la distance des secteurs de recensement du centre-ville. C'est ici la dimension « résidentielle » de T.R. ANDERSON et L.L. BEAN (1961). Nous utiliserons donc cette dénomination.

La troisième dimension permet de regrouper les secteurs défavorisés d'une part, les secteurs très favorisés d'autre part et enfin l'ensemble des secteurs mitoyens (villes de Dollard-des-Ormeaux et d'Anjou). Mais est-il possible d'associer la distribution du travail d'autres membres du ménage aux scores obtenus sur cette dimension? Le tableau 6 donne les proportions de femmes actives dans chacun des secteurs de recensement et les proportions de femmes de vingt-cinq à quarante-quatre ans parmi cette main-d'œuvre. Les secteurs dont le pointage factoriel sur la dimension « revenu d'appoint » est négatif ont le taux d'activité le plus faible, tandis que les secteurs dont le pointage est très élevé ou légèrement positif ont des taux d'activité de 30% à 35% (avec, comme seule exception, le secteur 353). Enfin, les taux d'activité féminine les plus importants sont le fait des secteurs de classes moyennes. Il est cependant intéressant de remarquer que les proportions de femmes de vingt-cinq à quarante-quatre ans dans la main-d'œuvre féminine sont presque équivalentes dans les secteurs défavorisés et très favorisés (près du tiers), tandis que dans les secteurs de statut intermédiaire, Dollard-des-Ormeaux et Anjou, la moitié de la main-d'œuvre féminine se situe dans cette tranche d'âges.

Il nous est impossible ici d'interpréter ces données écologiques. Mais il serait intéressant de vérifier l'hypothèse suivante: les familles de classes moyennes s'offrent, grâce au revenu de la femme, un logement convenable, sinon une petite propriété, et d'autres biens que les familles de classes défavorisées, où le travail féminin est moins rémunérateur et plus pénible (travail

TABLEAU 6

Pointages factoriels de certains secteurs de recensement du Montréal urbain.[1]

SOUS-GROUPE[2] ET NUMÉRO DU SECTEUR	DIMENSION FACTORIELLE			FEMMES ACTIVES[3] (%)	FEMMES ACTIVES DE 25 À 44 ANS (%)
	Moyens	Résidence	Revenu d'appoint		
a) *Centre-ville*					
43	- 0.992	- 2.268	- 4.050	27.5	29.31
44	- 1.043	- 2.143	- 1.855	24.4	28.57
45	- 1.087	- 1.913	- 1.153	21.5	26.47
46	- 0.906	- 2.508	- 5.718	19.4	30.00
b) *Westmount*					
353	3.060	- 0.576	0.942	39.6	32.81
354	4.176	- 0.436	1.210	31.6	33.66
355	3.299	- 0.087	1.269	31.3	29.41
356	2.987	- 0.195	1.870	34.6	36.11
c) *Dollard-des-Ormeaux*					
520	1.455	1.507	0.230	34.7	52.66
521	1.571	1.526	0.362	32.2	50.00
522	1.789	1.515	0.319	27.2	53.42
523	1.694	1.751	0.419	31.9	40.58
d) *Anjou*					
591	0.371	1.086	0.380	33.5	46.78
592	0.473	1.331	0.449	39.2	62.11
593	0.886	1.130	0.452	40.9	57.28
594	0.566	1.221	0.536	42.7	50.41

[1] Pointages factoriels obtenus par le programme d'ordinateurs. (N.H. NIE *et al.*, 1975.)

[2] a) Secteurs défavorisés du centre-ville (Montréal).
b) Secteurs très favorisés situés près du centre-ville (Westmount).
c) Secteurs favorisés éloignés du centre-ville (Dollard-des-Ormeaux).
d) Secteurs de classes moyennes (Anjou).

[3] SOURCE: *Recensement du Canada, 1971*, Ottawa, publication 95-734, 1974.

en industrie), ne peuvent s'offrir, tandis que les revenus d'appoint des familles de classes très favorisées proviennent des placements détenus.

2. *Le Montréal suburbain*

Les variables d'habitation définissent, quoique avec des recoupements avec le troisième facteur, la deuxième dimension de la matrice factorielle du Montréal suburbain (tableau 4). Presque indépendante des deux autres dimensions (tableau 5), sa valeur positive montre qu'elle est un indicateur de construction récente. C'est le phénomène de la nouvelle banlieue qui est identifié. Le troisième facteur associe l'ensemble des caractéristiques propres à la dimension « acquisition de bien-être » tandis que les coefficients les plus importants du premier facteur le montrent appartenant à la dimension « acquisition des moyens d'accès aux biens ».

Quelques secteurs situés aux extrémités des distributions des pointages factoriels des trois dimensions sont étudiés aux tableaux 7a et 7b. Les caractéristiques spécifiques des secteurs du Montréal suburbain apparaissent ici avec plus d'évidence. Au tableau 7a, on constate que la dimension « logement » varie indépendamment de la dimension « acquisition des moyens d'accès aux biens », tandis que l'association entre la première et la troisième dimension est clairement établie. Le tableau 7b révèle cependant que l'activité agricole est encore présente dans les secteurs de Saint-Mathieu-de-Belœil et de Saint-Amable, qui sont par ailleurs les plus défavorisés. À Pointe-du-Moulin et à Candiac, les situations sont exactement à l'inverse. Les variables telles la valeur des maisons, la proportion des femmes dans la main-d'œuvre active, l'âge des maisons et le revenu montrent que ces deux derniers secteurs sont relativement favorisés. Il apparaît donc que la vocation des terres dans des zones suburbaines où se côtoient l'activité agricole et le développement résidentiel puisse être révélée par la comparaison des trois pointages des dimensions factorielles.

3. *Le Québec urbain*

À Québec, la zone urbaine présente une structure factorielle presque identique à celle de Montréal. Mais les revenus d'appoint ne sont associés qu'avec la non-acquisition du bien-être. (Tableau 5.) Il est donc possible que les revenus d'appoint soient le fait du travail d'autres membres du ménage plutôt que des revenus de placement.

Des secteurs de recensement aux pointages factoriels extrêmes ou exactement mitoyens ont été choisis pour une analyse plus approfondie. La dimension « accès aux biens » peut être considérée comme un indice général de stratification socio-économique. Trois sous-groupes de secteurs peuvent

TABLEAU 7a

Pointages factoriels de quatre secteurs du Montréal suburbain.

SECTEUR	DIMENSION FACTORIELLE		
	Moyens	Logement	Biens
Pointe-du-Moulin	2.041	-2.274	- 1.236
Candiac	1.847	1.333	- 1.080
Saint-Mathieu-de-Belœil	- 1.179	- 2.527	1.554
Saint-Amable	-1.257	- 1.024	2.062

TABLEAU 7b

Quelques caractéristiques de quatre secteurs du Montréal suburbain.

	SECTEUR			
	Pointe-du-Moulin	Candiac	Saint-Mathieu-de-Belœil	Saint-Amable
Valeur des maisons ($)	20 132	21 656	13 333	9 850
Âge des maisons (après 1960/avant 1940)	10/10	960/40	75/30	170/170
Femmes dans la main-d'œuvre (%)	38.9	32.6	24.0	24.0
Occupations dans le secteur agricole (%)	0.0	0.3	42.4	6.9
Travailleurs indépendants/salariés	5/40	85/1 230	55/65	80/37
Revenu total moyen des chefs de ménage ($)	11 657	11 403	4 564	4 829

SOURCE: *Recensement du Canada, 1971*, Ottawa, publication 95-734, 1974.

être identifiés: a) les secteurs défavorisés dont le pointage est fortement négatif sur la première dimension (secteurs 16, 23 et 24); b) les secteurs de classes moyennes dont le pointage est près de zéro (secteurs 1, 3, 5 et 15) et c) les secteurs favorisés de la ville de Sainte-Foy. Les premiers ont un pointage factoriel peu élevé à la dimension « revenu d'appoint », tandis que la variation est importante parmi les secteurs dont le pointage est positif. Au tableau 8b, on remarque que dans les secteurs défavorisés 23 et 24 le taux d'activité féminine est faible. Dans les secteurs de classes moyennes 1, 3, 5 et 15, les taux d'activité féminine sont parmi les plus importants. À Sainte-Foy, ils sont grandement variables. La proportion des femmes de vingt-cinq à quarante-quatre ans dans la main-d'œuvre est plus grande dans les secteurs favorisés de Sainte-Foy que dans l'ensemble des autres secteurs, ce qui différencie nettement

Québec de Montréal. Les secteurs 15 et 16, qui ont des taux d'activité féminine très élevés et des proportions de femmes de vingt-cinq à quarante-quatre ans dans la main-d'œuvre parmi les plus bas, sont aussi les secteurs de Québec où la différence entre les revenus de tous les ménages et les revenus des familles est la plus importante (de 2 000 à 3 000 dollars). Il est donc possible que le nombre de familles monoparentales y soit très élevé. En somme, l'hypothèse que les revenus d'appoint sont à Québec des revenus du travail féminin mériterait d'être vérifiée.

4. *Les petites villes*

Les deux principales dimensions de la matrice factorielle de Hull, Sherbrooke et Trois-Rivières sont celles prédites par la théorie d'Atherton. La troisième dimension, particulière à ces trois petites villes, est tout entièrement définie par la variable 9 qui est la distribution de baignoires et de douches dans les logements du secteur de recensement. On peut considérer que cette variable est un indicateur de l'état des logements habités. D'où sa dénomination: zones d'habitations délabrées.

Les corrélations entre facteurs (tableau 5) ne laissent point de doute sur la nature des liens entre les trois dimensions. Au tableau 9, les pointages factoriels de quatorze secteurs de recensement à l'extrémité des distributions sont rapportés. La troisième dimension varie inversement aux deux autres.

Ce sont les plus démunis d'une société qui habitent dans les zones délabrées. Puisque baignoires et douches sont des commodités de la vie quotidienne, l'observation de la distribution d'autres biens peut permettre de mieux saisir la signification de la troisième dimension de la matrice factorielle du groupe des petites villes (tableau 9). Dans les secteurs d'habitations non délabrées, 70% des ménages possèdent une sécheuse automatique pour la lessive, tandis que cette proportion dépasse rarement le quart dans les secteurs où habitent les gens démunis. De même, la proportion de ménages avec une automobile est nettement plus importante dans les secteurs favorisés que dans les secteurs défavorisés. Au moment de la collecte des données du recensement de 1971, la télévision en couleur était une innovation au Canada. Son rythme de diffusion est un indicateur de la capacité des plus favorisés et de l'incapacité des plus défavorisés d'acquérir les biens nouveaux. La proportion des ménages possédant un téléviseur en couleur en 1971 est du simple au double (de 10% à 20% environ) lorsqu'on passe des premiers aux seconds types de secteurs.

TABLEAU 8a

Pointages factoriels de quelques secteurs de recensement du Québec urbain.

VILLE ET NUMÉRO DU SECTEUR	DIMENSION FACTORIELLE Biens	Moyens	Revenu d'appoint
Québec			
1	0.457	- 0.901	0.310
3	0.383	-1.192	0.701
5	0.028	- 0.980	1.178
15	- 0.262	- 1.157	0.874
16	- 1.756	- 1.106	-0.860
23	- 2.739	0.259	- 1.762
24	- 1.484	0.866	- 1.267
Sainte-Foy			
110	1.587	- 1.712	1.840
111	1.229	- 2.266	0.283
115	1.225	- 1.615	0.365

TABLEAU 8b

Caractéristiques de la main-d'œuvre, quelques secteurs de recensement du Québec urbain.

VILLE ET NUMÉRO DU SECTEUR	HOMMES ACTIFS (%)	FEMMES ACTIVES (%)	FEMMES ACTIVES DE 25 À 44 ANS (%)
Québec			
1	70.8	46.3	35.13
3	71.6	48.4	33.23
5	62.1	41.1	29.15
15	68.9	47.6	22.66
16	74.7	59.0	23.27
23	52.3	26.7	5.88
24	46.0	23.0	33.33
Sainte-Foy			
110	73.3	31.8	46.51
111	80.0	35.7	45.18
115	77.9	53.0	40.48

SOURCE: *Recencement du Canada 1971*, Ottawa, publication 95-735, 1974.

TABLEAU 9

Pointages factoriels de quelques secteurs de recensement de Sherbrooke, Trois-Rivières et Hull et distribution des équipements ménagers.

VILLE ET NUMÉRO DU SECTEUR	DIMENSION FACTORIELLE			ÉQUIPEMENT MÉNAGER [1]		
	Bien-être	Moyens	Délabrement	Lessiveuse	Téléviseur en couleur	Automobile
Sherbrooke						
7	1.110	1.187	- 1.142	58.97	16.24	73.08
9	1.726	2.727	- 0.535	70.81	29.19	64.60
12	- 2.687	0.393	1.094	12.02	9.01	44.64
13	- 2.444	- 0.373	0.956	13.70	10.00	40.00
Trois-Rivières						
1	- 1.780	- 0.633	0.858	16.61	9.23	45.02
2	- 2.169	0.576	2.172	15.55	12.20	39.23
3	- 1.615	- 0.648	1.185	23.34	12.62	51.42
10	1.071	1.942	- 0.647	59.09	23.64	59.55
11	1.560	1.519	- 1.182	77.78	20.63	77.78
Hull						
500	- 0.385	- 0.309	1.382	24.36	8.36	49.09
501	- 0.813	- 0.619	2.099	17.45	9.09	45.09
502	- 0.115	- 0.558	1.515	23.63	10.55	57.38
510	1.764	1.652	- 0.972	68.35	20.17	71.15
511	1.477	2.148	- 0.566	51.40	16.51	74.14

[1] SOURCE: *Recencement du Canada 1971*, Ottawa, publications 95-745, 95-736 et 95-737, 1974.

TABLEAU 10a

Pointages factoriels de quelques secteurs de recensement du Québec suburbain.

SECTEUR	DIMENSION FACTORIELLE		
	Travail intellectuel	Travail manuel	Âge du domicile
Montmorency	- 0.652	1.586	1.676
Saint-Dunstan-du-Lac-Beauport	0.616	- 0.343	- 0.628
Saint-Félix-de-Cap-Rouge	0.545	- 0.705	- 0.144
Bélair	- 0.411	1.982	- 1.337
L'Ange-Gardien	- 0.216	- 0.352	1.742
Saint-Augustin	0.097	1.007	1.158

5. *Le Québec suburbain*

La matrice factorielle du Québec suburbain offre une exception de taille : les deux variables de scolarité appartiennent à des dimensions différentes.[6] La scolarité universitaire est associée à un loyer élevé, à la possession de deux automobiles et à un taux d'activité masculine élevé tandis que la variable « moins de neuf ans de scolarité » est liée aux secteurs primaire et secondaire d'occupation, à un revenu sous le seuil de pauvreté et à des logements sans douche ni bain.

Les variables de scolarité et de secteurs économiques d'occupation font référence à la division du travail. La scolarité universitaire conduit à des emplois intellectuels tandis que la présence sur la même dimension de la scolarité de moins de neuf années et des secteurs primaire et secondaire d'occupation ne peut laisser de doute sur sa dénomination. Le Québec suburbain fait donc exception aux autres regroupements de secteurs en opposant deux éléments d'une structure de travail plutôt que deux types de rapport aux biens.

Les tableaux 10a et 10b illustrent bien cette proposition pour quelques secteurs. Il est clair que les secteurs dont le pointage factoriel est négatif sur la première dimension obtiennent un pointage positif sur la seconde et vice versa. Sauf L'Ange-Gardien, où les pointages sont négatifs sur l'une et l'autre dimension, et Saint-Augustin, dont le pointage pour le travail intellectuel est près de zéro. L'Ange-Gardien a un des taux d'activité masculine les plus élevés de tout Québec (81.4%). Ce taux n'est atteint que dans les secteurs les plus

6. Ces résultats de l'analyse des secteurs suburbains de Québec sont contraires à la conclusion de l'étude de G. GAGNON (1960), produite à l'aide de l'analyse socio-spatiale et des données du recensement de 1951, qui imputait aux secteurs urbains et aux secteurs suburbains la même structure de hiérarchisation.

TABLEAU 10b

Activités économiques de quelques secteurs de recensement du Québec suburbain.

ACTIVITÉ ÉCONOMIQUE	SECTEUR											
	Montmorency		Saint-Dunstan		Saint-Félix		Bélair		L'Ange-Gardien		Saint-Augustin	
	N	%	N	%	N	%	N	%	N	%	N	%
Industries primaires ..	—		—		—		15		30		170	
Industries manufacturières	545		55		105		230		95		75	
Bâtiments et travaux publics	105		25		60		160		140		120	
		36.83		*20*		*16*		*9.79*		*35.33*		*33.49*
Transports et communications	60		35		45		95		25		55	
Commerce	200		65		140		175		110		115	
Finance et immobilier.	65		20		50		15		25		40	
Services personnels et commerce	420		105		420		200		145		380	
Administration publique.....	190		60		125		230		105		110	
		63.17		*80*		*83.98*		*90.21*		*64.67*		*66.51*
TOTAL.....	1 765		400		1 030		4 135		750		1 090	

TABLEAU 10c

Âge des maisons et revenu, quelques secteurs de recensement du Québec suburbain.

	SECTEUR					
	Montmorency	Saint-Dunstan	Saint-Félix	Bélair	L'Ange-Gardien	Saint-Augustin
Âge des maisons (après 1960/avant 1940)	40/850	205/75	410/145	400/230	80/275	215/225
Revenu total moyen (A)	8408	12917	11349	7115	9635	8665
Revenu moyen d'emploi (B)	5378	11305	9465	5615	9676	5996
A/B (%)	63.96	87.52	83.40	78.92	71.98	69.20

SOURCE: *Recensement du Canada, 1971*, Ottawa, publication 95-735, 1974.

favorisés. De même, le nombre de travailleurs de la construction y est très important (tableau 10b). Puisque la dimension « travail manuel » est associée à un nombre relativement élevé de logements sans baignoire ni douche, il est probable que de par leur occupation et leur qualification, les gens du secteur de l'Ange-Gardien puissent s'offrir des logements plus acceptables que d'autres personnes dont le métier est différent. En somme, le secteur de L'Ange-Gardien est plus sensible à la variable de consommation qu'à la variable de production de la dimension du travail manuel. Cette exception exige donc une certaine prudence dans l'interprétation des dimensions factorielles.

La troisième dimension de cette matrice factorielle lie les revenus d'appoint à un âge avancé des constructions domiciliaires. Les proportions relativement faibles des revenus d'emploi dans le revenu total moyen des secteurs de Montmorency, L'Ange-Gardien et Saint-Augustin et le nombre élevé de résidences construites avant 1940 s'opposent aux demeures nouvelles de Bélair et à la part plus importante des revenus d'emploi dans le revenu total moyen (tableau 10c). Il est donc plausible que les revenus d'appoint soient ici des revenus de sécurité sociale. D'autant plus que dans les secteurs à l'aise de Saint-Dunstan et Saint-Félix, les revenus d'appoint comptent pour une part infime des revenus des ménages, moindre en chiffres absolus que les revenus d'appoint des secteurs défavorisés.

*

* *

L'analyse factorielle de l'ensemble des secteurs de recensement a donné des résultats qui permettaient d'espérer vérifier la théorie d'Atherton. Mais la création de groupes de secteurs et l'analyse de chacun d'entre eux a permis d'identifier non seulement une dimension particulière à chacun mais surtout

d'établir une hiérarchie des dimensions factorielles différentes dans le Montréal urbain et le Montréal suburbain d'une part, le Québec urbain et l'ensemble des petites villes de Hull, Sherbrooke et Trois-Rivières d'autre part. Dans les secteurs montréalais, la première dimension, « acquisition des moyens d'accès aux biens », explique 70% de la variance de la solution factorielle et 50% de la variance de la matrice de corrélation. Tandis que dans le Québec urbain et les trois petites villes, c'est la dimension « acquisition de bien-être » qui explique approximativement les mêmes proportions des variances. L'utilisation d'un seul score dans chacun de ces cas peut être justifiée sur la base de sa capacité explicative, mais la signification de la stratification sera différente selon le lieu de résidence étudié. Le cas du Québec suburbain n'a pas besoin de commentaires élaborés. Ce sont les dimensions même de la stratification qui diffèrent de l'ensemble des autres cas.

En conséquence, même si un seul score suffisait à caractériser la stratification des secteurs de recensement, il n'existe pas d'unité conceptuelle des effets stratifiants. Les réponses aux deux premières questions posées au début de ce texte sont donc négatives. Quant à la possibilité de n'utiliser qu'un seul score plutôt que trois, il nous semble que la richesse de contenu perdue n'a pas d'équivalent dans la simplicité gagnée.

François BÉLAND

Ministère des affaires sociales,
Gouvernement du Québec.

BIBLIOGRAPHIE

T.R. ANDERSON et L.L. BEAN, « The Shevky-Bell Social Areas : Confirmation of Results and a Reinterpretation », *Social Forces*, XL, 1961 : 119-124.

T.R. ANDERSON et J.A. EGELAND, « Spatial Aspects of Social Areas Analysis », *American Sociological Review*, XXVI, 1961 : 392-399.

R.D. ARTZ, R.F. CURTIS, D.T. FAIRBANK, E.F. JACKSON, « Community Rank Stratification : A Factor Analysis », *American Sociological Review*, XXXVI, 1971 : 985-1002.

K.R. ATHERTON, « A Comparison of Solutions Obtained in Factor Analyses of Socioeconomic Variables », *Psychological Reports*, XI, 1962 : 259-273.

W. BELL, « Economic, Family, and Ethnic Status : An Empirical Test », *American Sociological Review*, XX, 1955 : 45-52.

J.-M. BERNARD et L. GUYON-BOURBONNAIS, *Géographie de la mortalité au Québec, ses régions socio-sanitaires*, Québec, Ministère des affaires sociales, Service des études épidémiologiques, 1975.

E.W. BURGESS, « The Growth of the City », dans : R.E. PARK, E.W. BURGESS et R.D. MCKENZIE, *The City*, Chicago, University of Chicago Press, 1925.

Caractères de la population et du logement par secteur de recensement, Montréal, Ottawa, Statistique Canada, publication 95-734, 1974a.

Caractères de la population et du logement par secteur de recensement, Québec, Ottawa, Statistique Canada, publication 95-735, 1974b.

Caractéristiques de la population et du logement par secteur de recensement, Ottawa-Hull, Ottawa, Statistique Canada, publication 95-745, 1974c.

Caractéristiques de la population et du logement par secteur de recensement, Sherbrooke, Ottawa, Statistique Canada, publication 95-736, 1974d.

Caractéristiques de la population et du logement par secteur de recensement, Trois-Rivières, Ottawa, Statistique Canada, publication 95-737, 1974e.

A.G. DARROCH et W.G. MARSTON, « The Social Class Basis of Ethnic Residential Segregation : The Canadian Case », *American Journal of Sociology*, LXXVII, 1971 : 490-510.

B.P. DOHRENWEND, « Social Status and Psychological Disorder : An Issue of Substance and an Issue of Method », *American Sociological Review*, XXXI, 1966 : 14-34.

R.E.L. FARIS et H.W. DUNHAM, *Mental Disorders in Urban Areas*, New York, Hafner, 1960.

G. GAGNON, « Les zones sociales de l'agglomération de Québec », *Recherches sociographiques*, I, 1960 : 255-267.

P.K. HATT, « The Concept of Natural Area », *American Sociological Review*, XI, 1946 : 423-427.

A.H. HAWLEY et O.D. DUNCAN, « Social Area Analysis : A Critical Appraisal », *Land Economics*, XXXIII, 1957 : 337-345.

A.B. HOLLINGSHEAD, « A Re-examination of Ecological Theory », *Sociology and Social Research*, XXXI, 1947 : 194-204.

A.A. HUNTER, « Factorial Ecology : A Critique and some Suggestions », *Demography*, IX, 1972 : 107-118.

H. HOYT, « Recent Distortions of the Classical Models of Urban Structure », *Land Economics*, LX, 1964 : 199-212.

J.A. KAHL et J.A. DAVIS, « A Comparison of Indexes of Socio-Economic Status », *American Sociological Review*, XX, 1955 : 317-325.

T.E. LASWELL, « Social Class and Size of Community », *American Journal of Sociology*, LXIV, 1959 : 505-508.

A.H. LATIF, « Factor Structure and Change Analysis of Alexandria, Egypt, 1947 and 1960 », dans : K.P. SCHWIRIAN, *Comparative Urban Structure*, London, D.C. Heath, 1974 : 338-349.

P. LAZARSFELD, « Des concepts aux indices empiriques », dans : R. BOUDON et P. LAZARSFELD, *Le vocabulaire des sciences sociales : concepts et indices*, Paris, Mouton, 1965 : 27-36.

L. LOSLIER, *La mortalité dans les aires sociales de la région métropolitaine de Montréal*, Québec, Ministère des affaires sociales, Service des études épidémiologiques, 1976.

J.K. MYERS, « Note on the Homogeneity of Census Tracts : A Methodological Problem in Urban Ecological Research », *Social Forces*, XXXII, 1954 : 364-366.

N.H. NIE, G. HADLAI HULL, J.G. JENKINS, D.H. BENT, *SPSS. Statistical Package for the Social Sciences*, New York, McGraw-Hill, 1975.

A. Lewis RHODES, « Residential Distribution and Occupational Stratification in Paris and Chicago », *Sociological Quarterly*, X, 1969: 106–112.

C.C. SCHWARTZ, B.M. ASTROCHON, J.K. MYERS, « Comparing Three Measures of Mental Status : A Note on the Validity of Estimates of Psychological Disorder in the Community », *Journal of Health and Social Behavior*, XIV, 1973: 265–273.

K.P. SCHWIRIAN, « Some Recent Trends and Methodological Problems in Urban Ecological Research », dans: K.P. SCHWIRIAN, *Comparative Urban Structure*, London, D.C. Heath, 1974: 3–31.

K.P. SCHWIRIAN et M. MATRE, « The Ecological Structure of Canadian Cities », dans: K.P. SCHWIRIAN, *Comparative Urban Structure*, London, D.C. Heath, 1974: 309–338.

F.L. SWEETSER, « Factorial Ecology: Helsinki, 1960 », dans: K.P. SCHWIRIAN, *Comparative Urban Structure*, London, D.C. Heath, 1974: 371–384.

J.-P. THOUEZ, « La structure spatiale des caractéristiques socio-économiques de Montréal, 1961 », *Recherches sociographiques*, XIV, 1973: 81–115.

M.D. VAN ARSDOL, S. CARMILLERI et C. SCHMID, « The Generality of Urban Social Area Indexes », *American Sociological Review*, XXIII, 1958: 277–284.